

Estudios de convergencia y divergencia regional en América Latina: balance y perspectivas*

Luis Mauricio Cuervo González

RESUMEN: Los estudios realizados sobre convergencia y divergencia regional en América Latina han estado muy marcados por la presencia del modelo de Barro y Sala-i-Martin (1995), generalmente tomado como referencia teórica indiscutida. En este artículo se hace una revisión de cerca de 20 trabajos escritos y publicados en la última década sobre Bolivia, Brasil, Colombia, Chile, México y Perú con el propósito de establecer la evolución reciente del crecimiento territorial latinoamericano, evaluar el uso teórico, metodológico y empírico del modelo y proponer perspectivas de investigación que permitan avanzar en la producción de conocimiento.

Clasificación JEL: R11, O18, N01.

Palabras clave: actividad económica regional; análisis regional, urbano y rural; desarrollo de la disciplina; economía de América Latina; teoría económica del crecimiento.

Regional convergence and divergence in Latin American: A state of the art

ABSTRACT: Barro & Sala-i-Martin (1995) growth's model has been a theoretical reference to Latin American studies on regional convergence. This article analyses around twenty research works published about Bolivia, Brazil, Colombia, Chile, Mexico and Peru during the last decade. It evaluates theoretical, methodological and empirical implementation of the model and proposes new researching questions to progress on knowledge's production.

* Este artículo recoge apartes de un trabajo más extenso publicado por el ILPES-CEPAL, Naciones Unidas, en la Serie Gestión Pública No. 41, descargable en su totalidad a través del enlace: <http://www.eclac.cl/cgi-bin/getProd.asp?xml=/publicaciones/xml/6/13866/P13866.xml&xsl=/ilpes/tpl/p9f.xsl&base=/ilpes/tpl/top-bottom.xslt> Una primera versión se presentó como Ponencia presentada al VIII Seminario Internacional de la Red Iberoamericana de Investigadores sobre Globalización y Territorio, Río de Janeiro, Mayo 25-28 de 2004.

Dirección para correspondencia: E-mail: mcuervo@eclac.cl Experto del Instituto Latinoamericano y del Caribe de Planificación Económica y Social (ILPES) de la CEPAL y Profesor Titular del Centro Interdisciplinario de Estudios Regionales (CIDER) de la Universidad de los Andes en Bogotá, Colombia.

Recibido: 29 de marzo de 2004 / Aceptado: 15 de noviembre de 2004.

30 *Cuervo, L. M.***JEL classification:** R11, O18, N01.**Key words:** regional economic activity; regional, urban and rural analyses; development of the discipline; Latin American economics; economic growth theory.

Desde tiempo atrás, la visión de las disparidades económicas territoriales ha sido alimentada por la teoría general del crecimiento económico. En el período más reciente, los trabajos de Barro y Sala-I-Martin (1995) han tenido una enorme incidencia sobre la investigación realizada tanto en América Latina como en el resto del mundo. En este artículo se hace un breve balance de la incidencia de estos modelos sobre las investigaciones latinoamericanas acerca de convergencia y divergencia económica regional.

Se iniciará con la presentación de los aspectos centrales del modelo de Barro y Sala-I-Martin (1995). Posteriormente se hará una presentación resumida de los resultados obtenidos por algunas investigaciones recientemente realizadas sobre países de América Latina. Finalmente se hará un balance crítico de los resultados y de las perspectivas de investigación.

1. Teoría económica de la convergencia y la divergencia regional

Esta sección se presentará en dos partes. En la primera se hará una exposición resumida de los postulados teóricos que han dado origen al debate contemporáneo sobre convergencia y divergencia regional y en la Segunda, se presentarán algunos de los resultados más interesantes de los ejercicios econométricos que han servido de referencia o base a la investigación empírica realizada en áreas del mundo como América Latina.

1.1. Los postulados teóricos de referencia

Una de las preocupaciones básicas de las teorías del crecimiento y del desarrollo económico ha sido la de saber si las diferencias en niveles de bienestar y riqueza existentes entre países tienden a disminuir o desaparecer, *convergencia*, o si, por el contrario, tienden a persistir o aumentar, *divergencia*. La teoría elaborada, el debate adelantado y la investigación empírica realizadas han sido transferidos del campo de la economía internacional, al de la economía regional y espacial.

Tomando como base la formulación neoclásica de la teoría del crecimiento económico, expresada a través del modelo de Solow-Swan, el crecimiento neto relativo del capital ($k^\circ = K^\circ/L$) se puede expresar:

$$k^\circ = s \cdot f(k) - (n + \delta) \cdot k \quad [1]$$

donde: s es la tasa de ahorro, exógenamente determinada;

k ($= K/L$) es la intensidad de uso de capital K , medida en su relación con la cantidad de trabajo L ;

n es la tasa de crecimiento demográfico, exógena y constante;

δ la tasa constante de depreciación del capital.

Esta es la ecuación diferencial fundamental del modelo de Solow-Swan, cuya forma es no lineal y se expresa solamente en función de k . El término $n + \delta$ será la tasa de depreciación efectiva para la relación K/L . La primera parte de la ecuación [$s \cdot f(k)$] tiene la forma clásica de los rendimientos decrecientes, mientras la Segunda es una recta con pendiente igual a $(n + \delta)$. Hay una primera fase de crecimiento mas acelerado de la producción que, a medida que se desacelera, llega a igualar el valor de $(n + \delta) \cdot k$: el punto de corte de las dos funciones se define como k^* y es el *estado estacionario* del capital.

El estado estacionario se define entonces como el punto en donde k° es igual a cero. En éste, el nivel de consumo per cápita de los individuos de esta economía será el máximo. El nivel de producto y de intensidad de capital del estado estacionario dependerá de condiciones estructurales de cada economía y podrá variar en función del nivel tecnológico (desplaza arriba o abajo la función de producción), la tasa de ahorro (su aumento incrementa el nivel del estado estacionario), la tasa de depreciación y de crecimiento poblacional (su aumento hace disminuir el nivel del estado estacionario).

Cada economía posee su propio estado estacionario, determinado por el valor de los parámetros que lo explican e, independientemente del hecho de que el modelo deja por fuera la explicación del comportamiento de estos parámetros, si permite: primero, determinar *grupos de economías comparables* por la semejanza en los niveles de estos parámetros, y segundo, estimar el *impacto que cambios abruptos* puedan producir sobre los parámetros y, por tanto, sobre el nivel del estado estacionario.

En el modelo de Solow-Swan, la tasa de crecimiento de largo plazo está completamente determinada por factores exógenos, tales como la tecnología, la tasa de ahorro, la depreciación o la función de producción. En este sentido tiene poco interés. Sin embargo, desde otro punto de vista, ayuda a comprender cómo, bajo unos parámetros determinados, la economía transita hacia el estado estacionario. «El modelo tiene, no obstante, implicaciones más interesantes a nivel de la dinámica de la transición. Esta transición muestra cómo el ingreso per cápita de una economía transita hacia su propio nivel de estado estacionario y hacia los ingresos per cápita de otras economías» (Barro y Sala-I-Martin, 1995, p. 22).

Lo anterior significa que el horizonte temporal de validez del modelo y sus parámetros es el corto o el mediano plazo. La observación de comportamientos de largo plazo se puede hacer con ayuda de este modelo, siempre y cuando se tenga siempre en cuenta que su utilidad radicará en identificar los cambios paramétricos que puedan estar a la base del comportamiento en las tasas de crecimiento. Por tanto, podría decirse que mientras el modelo tiene capacidad predictiva para el mediano y corto plazo, para el largo, su valor es meramente estimativo, es decir, que no permite prever el sentido del cambio sino identificar los posibles factores que lo incitaron (utilidad ex post).

En el marco de esta temporalidad de corto plazo, el modelo predice la convergencia de la tasa de crecimiento de una economía hacia su estado estacionario debido principalmente al juego de los rendimientos decrecientes del capital y economías constantes a escala. Cuando la relación capital trabajo es baja, k , el rendimiento del capital es alto y, como el ahorro y la inversión se dan a una tasa fija, habrá un alto volumen de inversión y k se expandirá a una tasa cada vez menor, a medida que el excedente generado vaya cayendo. Si k es alta y por encima del estado estacionario, la depreciación será superior a la inversión y el tamaño e intensidad del capital disminuirán y, por tanto, irá disminuyendo el tamaño del déficit, acercándose cada vez más al estado estacionario. «Entonces el sistema es globalmente estable: para cualquier valor inicial de k mayor que cero, la economía *converge* hacia su único estado estacionario $k^* > 0$ » (Barro y Sala-I-Martin, 1995, p. 23; el subrayado es nuestro).

Es a partir de la identificación de esta dinámica transicional de corto y mediano plazo que surge la pregunta acerca de la convergencia o de la divergencia en las tasas de crecimiento del producto per cápita de diferentes economías. «Este resultado significa que economías con menores niveles de capital por persona tienden a crecer más rápidamente en términos per cápita? En otras palabras, hay una tendencia a la *convergencia* entre distintas economías?» (Barro y Sala-I-Martin, 1995, p. 26).

Las condiciones en las que el modelo predice convergencia son bastante precisas y dependen de la manera como ha sido elaborado y argumentado. En síntesis, lo que el modelo permite predecir es convergencia entre economías con características y parámetros estructurales muy semejantes. Esto es lo que se ha conocido como *convergencia condicional*. Por otra parte, se hará alusión al término de *convergencia absoluta* cuando las economías atrasadas tiendan a crecer más rápidamente que las avanzadas, independientemente de la semejanza en los valores de sus parámetros estructurales básicos. Cuando Barro y Sala-I-Martin ponen esta hipótesis a prueba, utilizando las tasas de crecimiento desde 1960 para un universo de 118 países, la hipótesis de convergencia absoluta debe ser rechazada (Barro y Salah-I-Martin, 1995, p.28). Sucede algo muy diferente cuando esta hipótesis es puesta a prueba en un grupo de países de mayor semejanza, como es el caso de la OCDE. Este tipo de resultado se hace mucho más evidente cuando se considera un «grupo aún más homogéneo, los estados continentales de los Estados Unidos, cada uno visto como una economía separada» (Barro y Sala-I-Martin, 1995, p. 28).

Los estudios empíricos de convergencia económica regional se aproximan al fenómeno a través de la medición de los resultados previstos por el modelo, más no por la asociación directa entre causas y consecuencias de los mismos. En otros términos, no se hace una medición directa de las tasas de ahorro, inversión depreciación ni de las funciones de producción para observar su expresión en las tasas de crecimiento económico. Alternativamente, lo que se hace es un seguimiento del resultado previsto por el modelo y de allí se deduce su vigencia. En este sentido, la mayor parte de los estudios de convergencia inspirados en estos trabajos se esfuerzan principalmente en verificar si las economías más desarrolladas crecen a menores tasas que las menos desarrolladas y de si esta relación es absoluta o más bien condicional. Adicionalmente, como se verá más adelante, al lado de las variables de desempeño económico,

se agregan algunas variables explicativas que pretenden mejorar los resultados estadísticos de los modelos.

De acuerdo con lo anterior, la expresión básica de la que comúnmente parten los modelos de convergencia formula la existencia de una función decreciente para las tasas de crecimiento del ingreso per cápita. En los primeros estadios del desarrollo, medidos por un bajo ingreso per cápita, las tasas de crecimiento serían altas y tenderían a ser cada vez menores a medida que los niveles de desarrollo aumentan. Un segundo componente daría cuenta de la presencia de los parámetros determinantes del nivel de ingreso per cápita del estado estacionario y puede asumir, según sea la especificación del modelo, el carácter de componente constante (convergencia absoluta) o variable (convergencia condicional). Esta expresión es entonces la siguiente:

$$\text{Log}(y_{it}/y_{i,t-1}) = a - (1 - e^{-\beta}) \cdot \text{Log}(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad [2]$$

Cuando a se trata como constante en ejercicios de corte transversal se asume el mismo estado estacionario para todos los países o regiones estudiados. En este caso, si $\beta > 0$, entonces la ecuación [2] implica que las economías pobres están creciendo más rápidamente que las ricas. Una segunda forma de medición de la convergencia utiliza la varianza del crecimiento económico del grupo de economías estudiadas como el indicador central. Si σ^2 es la varianza en las tasas de crecimiento $\log(y_{it})$ en el momento t de este grupo de economías, σ_t^2 evoluciona a lo largo del tiempo de acuerdo con la ecuación diferencial de primer orden:

$$\sigma_t^2 = e^{-2\beta} \cdot \sigma_{t-1}^2 + \sigma_{ut}^2 \quad [3]$$

en donde se asume que la sección de corte transversal es lo suficientemente amplia como para que la muestra de la varianza de $\log(y_{it})$ corresponde a la varianza del universo. Si la varianza del factor de perturbación o error σ_{ut}^2 es constante a lo largo del tiempo, entonces la solución para la ecuación diferencial de primer orden [3] es:

$$\sigma_t^2 = (\sigma_{ut}^2/1 - e^{-2\beta}) + (\sigma_0^2 - \sigma_{ut}^2/1 - e^{-2\beta}) \cdot e^{-2\beta t} \quad [4]$$

donde σ_0^2 es la variancia de $\log(y_{i0})$. La ecuación [4] implica que σ_t^2 se aproxima monótonicamente a su valor de estado estacionario $\sigma^2 = (\sigma_{ut}^2/1 - e^{-2\beta})$, el cual aumenta con σ_{ut}^2 pero disminuye con el coeficiente de convergencia β . Este resultado tiene implicaciones muy importantes sobre el comportamiento esperado de la otra medición de convergencia frecuentemente utilizada, es decir la varianza en las tasas de crecimiento del ingreso per cápita, llamada σ : «A lo largo del tiempo, σ_t^2 disminuye (aumenta) si el valor inicial de σ_0^2 es mayor que (o menor que) el valor del estado estacionario σ^2 . Para ponerlo de otra forma, la convergencia β es una condición necesaria más no suficiente para la convergencia σ » (Barro y Sala-I-Martin, 1995, p. 385). A partir de lo anterior, podría decirse que estas dos medidas de convergencia son más bien complementarias que sustitutas y que, adicionalmente, las distintas combinaciones posibles tendrán significados e interpretaciones diferentes.

Para terminar, es importante destacar que la dispersión para un grupo de corte transversal del log (y_{it}) es sensible a los cambios abruptos o *shocks* en la medida en que rompe con el supuesto de que el término de error u_{it} es independiente para cada i diferente de j . Por tanto, es recomendable la consideración explícita de estos shocks para conseguir estimativos de β que sean más confiables.

1.2. La evidencia empírica de referencia

Con información para el PIB per cápita en los estados de la unión americana entre 1880 y 1990, Barro y Sala-I-Martin hicieron varios ejercicios econométricos con resultados interesantes que han servido de referencia para muchas de las otras investigaciones empíricas realizadas en este campo. Las estimaciones del coeficiente b se hicieron para períodos decenales en la medida en que, como es de esperarse, el coeficiente estimado tiende a debilitarse en la medida en que los períodos de tiempo considerado sean más amplios.

Se hizo la prueba estadística para determinar si los valores decenales de estos coeficientes es significativamente diferente y se encontró una respuesta positiva. También se investigó si esta convergencia tenía alguna tendencia regional, es decir, si se movía dentro de ámbitos regionales específicos y se encontró que no: cuando a la ecuación básica se le introdujeron dummies regionales el valor del coeficiente no cambió significativamente ni fue tampoco diferente para cada una de las áreas identificadas (Barro y Sala-I-Martin, 1995, p. 390).

«La principal conclusión es que los estados de la unión tienden a converger a una velocidad cercana al 2% anual. Las cuatro regiones censales convergen a una tasa promedio semejante a la de los estados al interior de las regiones. Si se mantienen constantes las medidas de choques estructurales, no se puede rechazar la hipótesis de estabilidad en el ritmo de convergencia a lo largo del tiempo» (Barro y Sala-I-Martin, 1995, p. 392). El patrón encontrado por la convergencia s es muy semejante: la dispersión en el producto per cápita interestatal cae entre 1880 y 1990, con las excepciones de la década de 1920 y de 1980 (Barro y Sala-I-Martin, 1995, p. 393).

Lo anterior significa que el proceso de convergencia económica regional se estaría dando en los Estados Unidos desde hace un siglo a un ritmo relativamente estable y que los distanciamientos con respecto a este patrón serían atribuibles a la presencia de los llamados choques externos. Más que hablar de convergencia condicional, sería pertinente entenderla como absoluta. Más que referirse a un proceso de corto plazo, se estaría dando en el largo plazo y los únicos factores perturbadores habrían sido los choques externos.

Utilizando la teoría básica para reinterpretar estos resultados, valdría la pena subrayar algunas curiosidades. Por una parte, como se dijo oportunamente, la teoría predice convergencia en condiciones de uniformidad tecnológica, económica y social. La universalidad de la convergencia en los Estados Unidos estaría hablando de un alto proceso de integración económica regional y la inexistencia de barreras y fragmentaciones considerables. Por otro lado, la estabilidad de largo plazo de los coeficientes, una vez han sido aislados de los choques externos, deja el interrogante de cómo interpretar este resultado: o bien habría que hablar de la inexistencia de ciclos

tecnológicos importantes, o bien habría que considerar que su aparición habría adoptado en todos los casos una forma semejante sin afectar el comportamiento del conjunto, o bien, que estos llamados choques externos son en verdad procesos de transición entre fases tecnológicas diferentes. Estas preguntas no son formuladas por los autores y, por tanto, tampoco son exploradas. No obstante, veremos más tarde que hay otras evidencias para el caso norteamericano que podrían aportar algunas pistas en este sentido.

El estudio de 47 prefecturas japonesas entre 1930 y 1990, con cortes de cada cinco años arrojó resultados similares a los de Estados Unidos. De los siete períodos considerados, en tres de ellos (1955-60, 1965-70, y 1980-85) el signo es contrario al esperado. No obstante, cuando se consideran los choques sectoriales o exógenos, ninguno de los períodos muestra un signo diferente al esperado. Adicionalmente, el valor promedio del coeficiente es semejante al 2% y la introducción de dummies regionales no hace modificar significativamente los valores estimados del coeficiente. Se puede concluir entonces que hay convergencia β entre las prefecturas de Japón. No obstante, la velocidad del período de convergencia habría sido significativamente mayor antes de 1955 que posteriormente a esta fecha. La convergencia s se presenta también, con la excepción de la década de 1930 y posterior a 1980 (Barro y Salah-I-Martin, 1995, pp. 393-398). En este caso, como en el de los Estados Unidos, los momentos de divergencia s tienden a coincidir con los de divergencia β .

En síntesis, según estos autores, la convergencia b absoluta es la norma para estas economías regionales (USA, Japón y Europa) con el sorprendente resultado de una coincidencia en el valor del coeficiente. Se pueden interpretar estos resultados como congruentes con la teoría neoclásica del crecimiento y también con los modelos de difusión tecnológica. El análisis de la migración muestra que su tasa neta responde positivamente a los diferenciales de ingreso per cápita pero su consideración no modifica los coeficientes de convergencia estimados, sugiriendo con ello que juega solamente un papel menor en la explicación de estos procesos (Barro y Sala-I-Martin, 1995, p. 413).

1.3. Algunas visiones críticas

Quah (1995) señala algunas flaquezas y dificultades del modelo de convergencia propuesto por Barro y Sala-I-Martin (1995), al mismo tiempo que ofrece salidas y metodologías alternativas. En primer lugar, pone en evidencia la posibilidad de que el hallazgo reiterado de un 2% en el coeficiente b de convergencia pueda ser más el resultado de un comportamiento peculiar de algunas series de tiempo, que la verdadera expresión de un proceso de convergencia. En segundo lugar, pone de manifiesto que los resultados obtenidos para los cálculos de convergencia β y σ son reveladores de las tendencias promedio de las muestras pero poco informativos acerca del comportamiento del conjunto. De esta manera, coeficientes de convergencia cercanos a lo predicho por la teoría neoclásica del crecimiento podrían darse a pesar de que las estructuras de distribución del ingreso de los países muestren procesos de polarización

creciente, o de persistencia de la pobreza, contrarios al fundamento mismo de la pretendida convergencia y su fundamento.

La primera observación o punto crítico deriva de preguntarse si «el coeficiente β de convergencia estimado en un 2% puede surgir de una estructura sin relación alguna con la economía del crecimiento?» (Quah, 1995, p. 4). A esta interrogante, Quah ofrece una respuesta positiva explicada de la siguiente manera. Dada la forma como está expresada la ecuación básica de la convergencia, en donde el crecimiento presente es función del crecimiento pasado, existe la posibilidad teórica de obtener positivos resultados de convergencia como derivado de la presencia de una muy peculiar estructura de las series de tiempo, y no como fruto de un proceso real de convergencia económica. A esta peculiar estructura se le conoce como modelos de raíz unitaria¹. La existencia de esta invariante tiene interés para la econometría de las series de tiempo pero es irrelevante para la teoría del crecimiento pues, en este caso, carece de cualquier sentido económico.

Un segundo aspecto importante a tener en cuenta en los hallazgos empíricos de convergencia es que estos resultados reflejan el comportamiento del conjunto de la sección de corte transversal, pero no suministran información acerca de la evolución específica de la estructura de la distribución de los ingresos entre países. La importancia de conocer esta distribución deriva de, y es justificada por la precisión que Quah hace de la pregunta sobre la convergencia: «En la convergencia se está interesado en cómo una parte de la distribución se comporta con relación a otra; esto es lo que, después de todo, significa “atrapar”» (Quah, 1995, p. 15). En efecto, un determinado coeficiente de convergencia puede ser consistente con muy diferentes dinámicas de las distribuciones, bien sea de alta movilidad, de persistencia o de polarización.

Por esta razón, la convergencia debería ser analizada principalmente a través de técnicas que permitan entender y caracterizar estas posibles dinámicas de las estructuras de distribución para poder así responder con precisión la pregunta de si los países pobres están o no alcanzando a los ricos. Quah (1995) distingue varias dinámicas típicas, a saber: polarización, cuando los ricos se hacen cada vez más ricos, los pobres cada vez más pobres y el grupo medio tiende a desaparecer; estratificación, cuando persisten múltiples grupos de ingresos (más de dos que es el caso de la polarización); sobrepasamiento o divergencia, cuando dos economías con similares puntos de partida se distancian a través del tiempo y una de ellas se hace más rica que la otra (Quah, 1995, p. 17). La alternativa que Quah propone es la utilización de una función de probabilidad dinámica, denominada Kernel estocástico, que permitirá conocer la evolución a través del tiempo de la distribución de ingresos y caracterizarla dentro de los patrones típicos más arriba mencionados.

¹ «Otras variables económicas, como los tipos de interés o la tasa de inflación, quizá no tienen tal tendencia, pero presentan una clara inclinación a permanecer durante largos períodos de tiempo por encima o por debajo de su valor central en la muestra. (...) Tales rachas de valores sistemáticamente por encima o por debajo de la media se deben a la *existencia de una raíz unitaria* en la estructura estocástica de la variable» (Novales, 1997, p. 477).

2. Los estudios recientes de convergencia y divergencia regional para América Latina

Existe en América Latina un material relativamente abundante sobre el tema de la convergencia y la divergencia económica territorial. Esta abundancia relativa se explica en parte por el interés académico y político despertado por el trabajo de Barro y Sala-I-Martin, al igual que por algunas investigaciones comparativas promovidas desde entidades multilaterales como el BID. Como es costumbre, ni siquiera las investigaciones realizadas a través de trabajo en red ofrecen las condiciones de comparabilidad necesarias para asegurar la compatibilidad de las cifras ni de las conclusiones derivadas. No obstante, el material es rico y sugestivo y permite establecer una serie de observaciones que hacen posible elaborar algunas hipótesis interpretativas y, además, podrían dar lugar, en el futuro, a trabajos de profundización y comparación más sistemáticos².

2.1. México

El caso de este país será observado a través de los resultados de dos trabajos de Esquivel (1999 y 2000) y de un trabajo de Messmacher (2000). El primer trabajo de Esquivel (1999) se centra en el análisis de la convergencia absoluta entre los estados y regiones de México. «Entre 1940 y 1995 el ingreso real per cápita en México creció a una tasa de casi 2% al año, lo que permitió que el ingreso per cápita se triplicara durante ese período. En términos de las disparidades regionales, (...) en 1940 el ingreso per cápita del Distrito Federal era de aproximadamente 9,4 veces el ingreso del estado de Oaxaca, mientras que para 1995 este cociente se había reducido a sólo 5,4» (Esquivel, 1999, p. 738). «Otra característica importante del desarrollo regional en México es la relativa inmovilidad de los estados más pobres. Así, mientras parece haber un cierto reacomodo en las posiciones de los estados en la parte media y superior de la distribución entre 1940 y 1995, es claro que prácticamente no ha habido movilidad entre los estados más pobres» (Esquivel, 1999, p. 739).

La existencia de convergencia absoluta es comprobada a través del resultado de la correlación simple entre el nivel del ingreso per cápita del estado para 1940 y la tasa de crecimiento del mismo para el período 1940-1995: «Un análisis de regresión simple genera un estimador de la pendiente que estadísticamente significativo y que se ajusta más o menos bien a los datos observados ($R^2 = 0,51$)» (Esquivel, 1999, p. 739). Adicionalmente, durante el mismo período también se ha reducido la varianza en las tasas del ingreso per cápita estatal, aunque «la mayor parte de la reducción en la dispersión del producto per cápita entre 1940 y 1995 en realidad ocurrió entre 1940 y 1960. A partir de 1960 la dispersión en el ingreso per cápita se ha mantenido relativamente constante» (Esquivel, 199, p. 740-741).

El valor del coeficiente b de convergencia estimado para este período fue de 0,012 y fue significativo a nivel estadístico. No obstante, es bastante bajo comparado

² La amplitud y el alcance del material revisado en este documento han estado determinados por el hecho de haber dado prelación a aquellos trabajos alcanzables a través del internet.

con lo encontrado para el caso de los Estados Unidos y relativamente inestable a lo largo del tiempo: «La regresión [2] muestra que la tasa de convergencia entre 1940 y 1960 fue mucho más alta que la convergencia para todo el período (3,2 versus 1,2% por año). En contraste, la estimación de la convergencia absoluta entre 1960 y 1995 es de sólo 0,9% al año y es estadísticamente distinta de cero sólo a 10% del nivel de significancia» (Esquivel, 1999, p. 743).

El análisis de convergencia también se hizo aproximándose al concepto de convergencia condicional. Los estados de la federación se subdividieron en 7 grandes regiones. Comparando los niveles de ingreso per cápita promedio en 1940 con las tasas de crecimiento del ingreso per cápita entre 1940 y 1995 se verifica la existencia de convergencia pues se presenta una correlación negativa significativa con un R^2 del 58%. De la misma manera se verifica un descenso en la desviación estándar del ingreso per cápita regional a lo largo del período al pasar de 0,462 en 1940 a 0,359 en 1995. En términos de estructura y jerarquía regional «se concluye que existe un importante grado de inmovilidad en la distribución económica regional, en particular en lo que se refiere a los extremos de la distribución. (...) La única fuente de movilidad entre las regiones se ha dado en la parte media de la distribución» (Esquivel, 1999, p. 749). Mientras la región Centro Norte se ha rezagado, la Pacífico se ha ido desplazando hacia arriba.

Tal vez uno de los resultados más interesantes de este análisis regional tiene que ver con el hecho de que los coeficientes de convergencia aumentan cuando se les introducen dummies regionales: «los coeficientes estimados de la tasa de convergencia siempre son mayores cuando se incluyen variables ficticias regionales. (...) Por último, otra característica interesante de los resultados del cuadro 7 es que todos los coeficientes asociados a las variables regionales son positivos. Esto indica que, manteniendo constante el producto inicial per cápita, los estados que pertenecen a las regiones Norte, Pacífico, Golfo y Capital tienden a crecer más rápido que los estados que pertenecen a las zonas Sur, Centro y Centro-Norte del país» (Esquivel, 1999, pp. 749-750) «esto supone de manera implícita que existen diferencias *permanentes* entre las distintas regiones del país. En este sentido, las variables ficticias regionales son una especie de “caja negra” que intenta captar esas diferencias (posiblemente no observables) entre regiones» (Esquivel, 1999, p. 750).

Cuadro 1. México. Resultados de las pruebas de convergencia 1940-1995. Sin dummies regionales (β_1) y con dummies regionales (β_2)

Período	β_1	DS	R^2	N	β_2	DS	R^2	N
1940-95	0,0116	0,0029	0,507	32	0,0164	0,0038	0,665	32
1940-60	0,0323	0,0082	0,505	32	0,0480	0,0102	0,673	32
1960-95	0,0089	0,0048	0,134	32	0,0166	0,0093	0,225	32
1960-80	0,0140	0,0076	0,128	32	0,0276	0,0147	0,236	32
1980-95	0,0030	0,0052	0,012	30	0,0036	0,0082	0,048	30

DS: Desviación Estándar.

N: Número de observaciones.

Fuentes: Esquivel, 1999, cuadro 2, p. 742 (para los valores sin dummies regionales) y Esquivel, 1999, cuadro 7, p. 750 (para los valores con dummies regionales).

Para terminar, se exploró el peso explicativo de las migraciones y de la formación de capital humano en la explicación de las disparidades económicas regionales y en la lentitud del proceso de convergencia. Con respecto a las migraciones, no se encontró ninguna relación explicativa significativa, mientras que en el de la educación se encontró una contribución negativa: «En conclusión, los resultados descritos sugieren que una posible explicación de la falta de convergencia regional en el ingreso per cápita en México a partir de 1960 es la creciente divergencia en la formación de capital humano entre las distintas regiones del país» (Esquivel, 1999, p. 757).

Messmacher (2000) explora otras posibles explicaciones a esta tendencia a la congelación o reversión de la convergencia regional: «analizar si las recientes reformas estructurales y la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) han llevado a un aumento en la desigualdad regional en México» (Messmacher, 2000, p. 2). De acuerdo con las condiciones específicas en las que se dio este proceso en México, este autor espera que el impacto del tratado sobre la economía regional se haya producido por la vía de cambios estructurales: «La estructura sectorial indica dos efectos de las reformas estructurales. Por un lado, una aceleración en el crecimiento del sector manufacturero, en especial en relación con otros componentes del PIB. Dicha aceleración ha ocasionado que tengan un mayor crecimiento los estados para los cuales las manufacturas representan una elevada proporción del producto estatal» (Messmacher, 2000, p. 5).

Utilizando datos de Esquivel (1999), este autor parte de la existencia de un proceso de estancamiento y reversión de la convergencia económica regional en México durante los años más recientes: «Existe cierta evidencia a favor de un proceso de convergencia de 1970 a 1980, mismo que se aceleró en el período 1980-85. Sin embargo, el proceso se revierte durante el período 1985-1993 y se vuelve a observar una débil evidencia de convergencia durante los años noventa» (Messmacher, 2000, p. 8). Por tanto, las disparidades económicas regionales han experimentado un proceso de convergencia lento (estadísticamente débil) y discontinuo, con poca evidencia a favor de una relación estrecha entre integración comercial y divergencia regional: «Aunque no es evidente que las reformas estructurales y el TLCAN hayan llevado a una dispersión mayor que la observada en los últimos treinta años, el hecho es que no se han reducido las diferencias regionales» (Messmacher, 2000, p. 8).

Para alcanzar el propósito central del trabajo se examinó la relación y el impacto directo del crecimiento manufacturero sobre el PIB de los estados mexicanos, sustentando la conclusión de una difícil asociación entre integración comercial y divergencia regional. En primer lugar se constató que el desempeño de los sectores en las regiones correspondió al desempeño nacional, descartando ésta como fuente de explicación de las diferencias en el crecimiento de los estados: «El primer ejercicio que se realizó para analizar la importancia de la estructura sectorial consistió en calcular el crecimiento anual que cada estado debería haber tenido si cada sector de la producción del estado hubiera crecido a la tasa nacional para ese sector, durante el período 1993-1998. (...) Se encontró que las diferencias entre la tasa de crecimiento real y la correspondiente a la estructura sectorial son reducidas, explicándose el 93,3% de la variación en tasas de crecimiento entre los estados por la estructura sectorial» (Messmacher, 2000, p. 18).

En un segundo momento, para calcular el impacto de las diferencias sectoriales sobre el crecimiento económico de los estados, «el ejercicio se repitió observando la variación en tasas de crecimiento en el tiempo y entre estados. Para ello, se utilizaron las tasas de crecimiento por año calculadas empleando la estructura sectorial real, sin agregarlas temporalmente, y dando la misma ponderación a cada estado. Se encontró que la estructura sectorial explica el 53,8% de la variación en tasas de crecimiento. Si, en cambio, se repite el ejercicio pero se pondera por el tamaño de los estados, al sumar el nivel de PIB obtenido para cada estado, se obtiene que la estructura sectorial explica casi el 100% de la variación en la tasa de crecimiento» (Messmacher, 2000, p. 21).

En las condiciones mexicanas, el impacto del TLCAN sobre la expansión manufacturera habría favorecido el crecimiento regional de los estados del Norte y contribuido, por esta vía a equilibrar el desarrollo regional del país o, por lo menos y en el peor de los casos, no habría contribuido a aumentar la divergencia territorial.

2.2. Brasil

Las disparidades económicas regionales en este país son juzgadas como particularmente agudas: «Brasil es conocido por sus altos niveles de desigualdad en el ingreso regional. (...) datos del PIB per cápita de los estados brasileños indican que sólo tres de ellos están por encima del promedio nacional, a saber, San Pablo, Río de Janeiro y Río Grande del Sur. (...) Es destacable que nueve de los diez estados más pobres están en el Nordeste, y tres de los cuatro estados del Sudeste hacen parte del grupo de los cinco estados más ricos del país» (Azzoni *et al.*, 2000, p. 6).

Los cálculos de convergencia económica regional realizados para Brasil arrojan resultados a favor de la hipótesis, aunque, estadísticamente hablando son algo frágiles. Por ejemplo, para el período 1960-1990, se encuentra una relación inversa entre el nivel inicial del ingreso per cápita y la tasa de crecimiento del mismo, pero con varias restricciones, «el coeficiente estimado es negativo para todos los períodos, con excepción de la década de los 60, para la cual el coeficiente es positivo, aunque no significativo. En los años 70, el coeficiente es no significativo, aunque presenta el signo correcto» (Pittella, 1999, p. 224); es decir, que para dos de las tres décadas examinadas la relación no es estadísticamente significativa.

Cuadro 2. Brasil. Resultados de las pruebas de convergencia.
Períodos decenales 1960-1991.
Sin (β_1) dummies y con (β_2) dummies regionales

Período	β_1	R^2	β_2	R^2
1960-91	-0.7	0.41	-1.19	0.54
1960-70	0.89	0.07	0.62	0.08
1970-80	-0.79	0.09	-1.03	0.15
1980-91	-2.15	0.5	-2.43	0.54
Panel	-1.09	-	-1.35	-

Fuente: Pittella, 1999, p. 225, Cuadro 3.

No obstante, de manera semejante a lo observado para el caso de México, los resultados mejoran substancialmente cuando se introducen dummies regionales. «En la columna (1') del cuadro 3, se reportan los resultados para el caso de la convergencia condicional, cuando se incluyen las *dummies* regionales en la regresión (no presentadas para ahorrar espacio). En ese caso, el coeficiente negativo evidencia la existencia de convergencia intra-regional. De forma general, los coeficientes son superiores a los del ejercicio anterior, con los mismos signos. La década de los 60 continúa con su coeficiente de convergencia no significativo. El aumento en el valor absoluto de los coeficientes indica variación en la velocidad de la convergencia, sugiriendo que esta difiere entre regiones. A pesar de esto, los coeficientes de las dummies son no significativos, indicando convergencia absoluta» (Pittella, 1999, p. 226).

Otra semejanza con el caso mexicano es que no se encuentra una relación estadísticamente significativa entre la migración y la convergencia regional en Brasil (Pittella, 1999, p. 227).

En otro estudio, utilizando datos de ingreso laboral per cápita mensual para la ocupación principal de los trabajadores, recogida a través de encuestas de hogares entre 1981 y 1996, Azzoni (2000) calculó los coeficientes de convergencia, con los siguientes resultados: «El coeficiente estimado es muy pequeño y no significativamente diferente de cero, lo que básicamente implica la persistencia en las diferencias de ingreso per cápita inter-estatales. Es decir, no hay evidencia de convergencia absoluta en el Brasil durante el período analizado» (Azzoni *et al.*, 2000, p. 17).

Por el contrario, cuando se introducen variables que permiten captar las diferencias socioeconómicas estructurales entre los estados y estimar la existencia de convergencia condicional, se obtienen resultados favorables: «En síntesis, los resultados indican una alta velocidad de convergencia en el ingreso entre los estados del Brasil después de tener en cuenta las diferencias geográficas, en capital humano, participación laboral y condiciones de infraestructura y desarrollo humano» (Azzoni *et al.*, 2000, p. 18).

Aunque los dos estudios citados coinciden en la fragilidad de la evidencia estadística, existe una discrepancia de resultados que vale la pena dejar señalada. El subperíodo en el que Pittella (1999) encuentra una tendencia a la convergencia alta y significativa (años 1980) se sobrepone a una parte substancial del período para el que Azzoni (2000) -1981-1996- rechaza la existencia de convergencia.

Una posible explicación, apoyada más en información indirecta que en mediciones explícitas y directas, sería que en la década de los años 1980 efectivamente se presenció un proceso de convergencia que posteriormente pudo haber sido neutralizado o incluso contrabalanceado por una tendencia a la divergencia retomada durante los años 1990. Esta explicación es, insistimos, una hipótesis interpretativa que tendría que ser verificada a través del procesamiento de información de primera mano.

Con respecto al proceso de convergencia de los años 1980, hay información complementaria a los coeficientes β que apoya la hipótesis. «Después de un siglo de concentración industrial en el estado de San Pablo y de polarización en su área metropolitana, en las últimas décadas el proceso se invirtió, iniciando un movimiento de

reversión de la polarización y de desconcentración hacia varias regiones del país. Como consecuencia, la participación del estado de San Pablo y del área metropolitana de San Pablo en la producción industrial del país se redujo del 58 al 49% y del 44 al 26% respectivamente entre 1970 y 1990» (Diniz, 1995, p. 10). Este proceso habría sido el resultado de la conjugación de varios factores, tales como las deseconomías de aglomeración del área metropolitana de San Pablo, la acción del estado en términos de inversión regional y construcción de infraestructura, la búsqueda de recursos naturales y la unificación del mercado, fruto del desarrollo del sistema de comunicaciones (Diniz, 1995, p. 11).

No obstante, este mismo autor predice un impacto regional diferenciado de las políticas de apertura económica e integración regional que podrían favorecer tendencias a la reconcentración de la actividad económica regional y explicar la contención de la convergencia. «El cambio en la política comercial podrá reforzar la reconcentración relativa de la producción industrial en el área más industrializada del país, con mejores condiciones de ganancia en eficiencia y capacidad de competencia en el mercado internacional. Esto porque el 80% de las exportaciones brasileñas se generan en la región Centro-Sur del país. Mercosur tendría entonces dos efectos conjugados, una expansión de las exportaciones industriales provenientes de las regiones más desarrolladas, acompañada de crecientes importaciones primarias que podrían afectar la producción agrícola y agroindustrial con efectos negativos en los tres estados del Sur (Diniz, 1995, p. 30).

Esta tesis es compartida por Azzoni y Ferreira (1998) quienes, con datos de producción industrial más actualizados, muestran que la larga tendencia al descenso en la participación del estado de San Pablo en la producción manufacturera se detiene en 1985, momento a partir del cual se conserva por los alrededores del 50% (Azzoni y Ferreira, 1998, p. 87, gráfico 1). De la observación del gráfico 1, acabado de citar se deriva las peculiaridades de este período, que además del mantenimiento en la participación relativa de San Pablo en la producción industrial brasileña, estaría dada por la presencia de un ciclo muy marcado, con una cumbre en 1988 (54,5%), un valle en 1993 (52,5%), otra cumbre en 1995 (55%) y otro valle en 1997 (53%).

2.3. Perú

Odar (2002) hace una comparación de los métodos de Quah (1995) y Barro y Sala-I-Martin (1995) para identificar y calcular los procesos de convergencia económica regional. Utilizando las distribuciones de Kernel identifica la formación de dos grupos de departamentos que convergen hacia ingresos per cápita promedio totalmente diferentes. Mientras en 1961 los productos departamentales per cápita giraban en torno de la media nacional, para 1980 ya era visible la existencia de un segundo grupo cuyo ingreso per cápita giraba en torno de un promedio 4 veces el nacional. Para las observaciones de 1990 y 1996 esta estructura tiende a mantenerse (Odar, 2002, p. 53, gráfico 3.1). «En todo caso, una rápida inspección a los paneles del gráfico sugiere un aumento de la dispersión, al tiempo que se aprecia que la concentración alrededor de 1 de 1961 parece desdoblarse en dos *peaks* (uno mayor que 1, y el otro menor que 1)

en 1996, mientras que una pequeña masa se ha agrupado alrededor de 4, aunque con fluctuaciones a lo largo del tiempo» (Odar, 2002, p. 53).

Adicionalmente, para analizar la movilidad de los departamentos entre los diferentes estratos del ingreso, este autor utilizó las cadenas de Markov que le permitieron establecer una alta inmovilidad al interior del grupo de los más pobres y una mayor movilidad al interior de los grupos medios y altos. «De ambos cuadros se desprende una persistencia muy fuerte de los departamentos más pobres a seguir siéndolo, con una probabilidad de 0,81. Sin embargo, en el caso de los departamentos más ricos, esa persistencia se reduce ostensiblemente, pues la probabilidad de que un departamento muy rico siga siéndolo después de 15 años es de sólo 0,63 en una cadena de 5 estados» (Odar, 2002, pp. 55-56). Para el mismo período y en las mismas condiciones del análisis, la probabilidad de pasar del cuarto al quinto quintil es de 0,22.

No obstante, el análisis de las distribuciones a través del método del kernel estocástico, sugerido por Quah (1995), no ratifica la existencia de dos segmentos económicos regionales sino que sugiere la existencia de convergencia absoluta. No obstante, se trata de una convergencia *depresiva* en la medida en que el acercamiento se produce más por el empobrecimiento relativo de los más ricos, que por el enriquecimiento de los más pobres. «Sin embargo, la “base de atracción” es una sola, y está situada en la parte inferior de la distribución. Esto nos indica una fuerte tendencia hacia el empobrecimiento relativo de los departamentos de mayores productos per cápita y, además, la persistencia en la situación de pobreza de los que inicialmente ya lo eran» (Odar, 2002, pp. 57-58).

El análisis de convergencia a través del procedimiento propuesto por Barro y Sala-I-Martin (1995) confirma las anteriores conclusiones pero agrega información acerca de su debilidad estadística. «Pero además se aprecia que el coeficiente asociado al nivel inicial de PBI, a pesar de que experimenta un sesgo proconvergencia según la Falacia de Galton vista anteriormente, es muy pequeño (aunque significativamente diferente de 0, según el test de Wald)» (Odar, 2002, p. 59).

Finalmente, para evaluar la posible existencia de dos regímenes de crecimiento se introdujo una variable *dummie* regional que separa los departamentos de la Costa y los de la Sierra. Los resultados del ejercicio estadístico sugieren conclusiones semejantes a las anteriores aunque ofrecen alguna información adicional». En dicho cuadro se aprecia que aún incluyendo las variables Costa y Sierra, en todos los casos el umbral es significativo. Sin embargo, lo importante es notar que mientras los departamentos de menores ingresos iniciales no convergen entre sí (o lo hacen de manera muy lenta, como se observa cuando el “trimming” es 29%), los departamentos de mayores ingresos sí lo hacen» (Odar, 2002, p. 63). «Ello significa que en el Perú coexisten dos grupos de economías, las de altos y las de bajos ingresos iniciales, cada una con una dinámica propia. Para ambos grupos se encontró indicios de convergencia, aunque las economías de mayores ingresos iniciales muestran un β sustancialmente mayor (0,026 contra 0,007 para los departamentos de menores ingresos)» (Odar, 2002, p. 67). Así como en los casos de Brasil y México, Odar exploró el poder explicativo de las migraciones sobre la convergencia regional, concluyendo su bajo poder de influencia (Odar, 2002, p. 66).

2.4. Chile

Con datos de PIB per cápita regional entre 1960 y 1996, publicados por Subdere-Cieplan (1994) y Gemines (1996), Aroca y Claps (S. F.) aplican las medidas de convergencia regional sugeridas por el modelo de crecimiento neoclásico. Las distintas combinaciones de períodos arrojan estimaciones del coeficiente β de signo positivo, es decir, consistentes con lo predicho por la teoría. «Para el intervalo más largo en las trece regiones chilenas se obtiene un estimativo estadísticamente significativo del coeficiente β , cercano a 0,013 y, por consiguiente, podemos afirmar que la evidencia da soporte a la hipótesis de convergencia β » (Aroca y Claps, S. F., p. 5).

Cuadro 3. Chile. Resultados de las pruebas de convergencia.
Períodos decenales 1960-1990

<i>Período</i>	<i>Coficiente β</i>	<i>Estadística T</i>	<i>R²</i>
1960-1996	0,01274	3,363	0,623
1960-1990	0,01085	3,414	0,596
1960-1985	0,00839	2,098	0,331
1960-1980	0,00987	2,234	0,356
1960-1975	0,02078	3,386	0,589
1960-1970	0,01412	2,061	0,308

Fuente: Aroca y Claps, S.F., p. 5, Cuadro 1.

Cuando estas estimaciones se desagregan por períodos quinquenales, se constata la presencia de diferencias sustanciales en la velocidad del proceso e incluso, en algunas ocasiones, en el sentido del mismo. La velocidad de la convergencia es mucho más alta para los períodos comprendidos entre 1965 y 1975, con tasas superiores al 3% anual. Posteriormente, entre 1975 y 1981 asume la forma de tendencia a la divergencia, después de lo cual retoma el signo positivo (convergencia) para 1980-1985 pero con un valor muy cercano a cero y estadísticamente no diferente de cero. El patrón de convergencia es recuperado para la década siguiente pues para los dos quinquenios comprendidos entre 1985 y 1996 alcanza una velocidad cercana al 2,5% anual, la más alta desde 1975 (Aroca y Claps, S.F., p. 6).

Cuadro 4. Chile. Resultados de las pruebas de convergencia.
Períodos quinquenales 1960-1996

<i>Período</i>	<i>Coficiente β</i>	<i>Error Estandar</i>	<i>Estadística T</i>	<i>R²</i>
1960-1965	0,0005	0,0009	0,618	0,033
1965-1970	0,3115	0,015	2,068	0,25
1970-1975	0,03349	0,0109	3,05	0,5
1975-1980	-0,02067	0,0074	-2,76	0,38
1980-1985	0,00302	0,01	0,302	0,008
1985-1990	0,025	0,0094	2,81	0,45
1990-1996	0,025	0,0167	1,49	0,187

Fuente: Aroca y Claps, S.F., p. 6, cuadro 2.

Es interesante notar que «la velocidad de la convergencia a través de cortos períodos de tiempo es sensiblemente diferente a la de períodos más largos. En este caso los choques juegan un papel fundamental porque afectan de diferente forma las economías que, en otras circunstancias, seguirían el patrón de la convergencia» (Aroca y Claps, S.F., p. 7).

Tomando alguna distancia de la interpretación ofrecida por los autores, es oportuno utilizar estos resultados para establecer algunas observaciones y comparaciones con interesantes implicaciones para el caso latinoamericano. Por una parte, interesa señalar que los resultados para períodos cortos y largos contradicen la predicción y recomendaciones de Barro y Sala-I-Martin (1995) al respecto quienes consideran que mientras más se extiende el período de observación, más débil es la relación entre niveles de desarrollo iniciales y tasas de crecimiento. Esta contradicción se explica en parte por las razones mencionadas por Aroca y Claps (SF), es decir, por el hecho de que el decenio 1975 a 1985 es de «turbulencia». No obstante, esta inestabilidad no debe ser atribuida única y exclusivamente a choques exógenos, sino que en el caso chileno asume claramente la forma de transformaciones estructurales de fondo. Durante esta época la economía chilena experimenta modificaciones institucionales sustanciales que instauran reglas del juego totalmente diferentes a las existentes en el período previo a 1975 (1973 exactamente). Por tanto, este caso debe ser interpretado más como el paso de un estado estacionario a otro, más que como la mera experimentación de inestabilidad coyuntural. Por otra parte, además de esta fase de cambio excepcional, es de notar la presencia de una relativamente estable tendencia a la convergencia económica, de velocidad semejante a la presentada por el caso norteamericano de largo plazo.

Las estimaciones de la dispersión en las tasas de producto per cápita regional por año, convergencia s , muestran la existencia de varios períodos, con tendencias de diferente signo: 1960-1965, con dispersión creciente (divergencia); 1965-1975, con significativa disminución en la dispersión (convergencia); 1975-1982, con aumento en la dispersión (divergencia); 1983-1996, con disminución en la dispersión, más lenta y más inestable que la del período previo a 1975. Estos resultados son bastante consistentes con las estimaciones del coeficiente b pues los períodos de dispersión creciente o divergencia s , 1960-1965 y 1975-1985, coinciden con períodos de contención o reversión de la convergencia b . Los períodos de convergencia b , por su parte, 1965-75 y 1985-96, coinciden con períodos de convergencia s , incluso con movimientos muy semejantes en su velocidad.

Con base en resultados semejantes a los obtenidos por Aroca y Claps (S.F.), Fuentes (1997) hace algunas pruebas estadísticas exploratorias de, por una parte, otras dimensiones del fenómeno y, por la otra, posibles explicaciones a las tendencias a la convergencia regional absoluta encontradas. Las diferencias de Fuentes (1997) con respecto a Aroca y Claps (SF) se restringen al hecho de trabajar con datos menos actualizados, solamente hasta 1990, con una desagregación temporal que no coincide totalmente con los sub-períodos utilizados por estos últimos.

En cuanto a lo primero, es decir de otras dimensiones del fenómeno de convergencia económica regional en Chile, Fuentes se pregunta si hay variaciones significativas en los resultados cuando se utilizan dos variables diferentes como son, el Pro-

ducto Bruto per cápita (el más frecuentemente utilizado) y el ingreso per cápita. Examinar esta posible discrepancia tiene justificaciones tanto de orden analítico como de política económica: «El tema de la diferencia entre la convergencia en producto y la convergencia en ingresos es importante por dos razones: *a*) en economías abiertas el ingreso y el producto pueden tener comportamientos muy distintos debido a las posibilidades que tienen los residentes de una economía de endeudarse con agentes económicos de otras regiones; *b*) las implicancias de bienestar de convergencia en ingresos versus productos son muy distintas» (Fuentes, 1997, p. 185). A pesar del interés de esta contrastación, debido a las limitaciones de información, ésta se limitó a un período de tiempo relativamente reducido entre 1987 y 1994.

A pesar de encontrar una alta correlación estadística simple entre el comportamiento de las dos variables en cuestión, de 0,7, la velocidad de convergencia para los ingresos es sensiblemente más alta que la del producto: «El β estimado para el ingreso es de 7,4%, mientras que para el producto regional es de 1,66%. (...) Este resultado permite estimar que la mitad de la brecha en ingresos per cápita es cubierta en 9,34 años, lo cual muestra un panorama bastante optimista» (Fuentes, 1997, p. 186). Este resultado contrasta con pruebas semejantes realizadas por Barro y Sala-I-Martin (1995) quienes encuentran iguales velocidades de convergencia regional para ambas variables. Si bien es cierto, como lo afirma Fuentes, que «este resultado les parece sorpresivo a la luz de un modelo de economías pequeñas con retornos constantes al mercado de capitales global» (Fuentes, 1997, p. 187), también lo es que para el caso regional chileno se constata una diferencia tan fuerte. Las posibles explicaciones son señaladas, aunque ninguna de ellas alcanza a ser explorada sistemáticamente como para descartarla o aceptarla: «Algunas explicaciones alternativas que pueden esgrimirse son políticas gubernamentales, error de medición en el ingreso per cápita inicial, que los dueños de los ingresos en una región no viven en el mismo lugar en que los ingresos se generan y los efectos de la migración» (Fuentes, 1997, p. 187). A todas éstas podría agregarse otra no mencionada que son posibles errores en la medición del Producto Bruto Regional que, ante una discrepancia tan sensible, no debería descartarse antes de algún examen minucioso que permitiera llegar a esa conclusión.

Quedan así abiertas todas las posibilidades, es decir, que los programas gubernamentales tengan un impacto importante sobre la distribución de ingresos (alto impacto redistributivo regional y social), que los flujos de recursos entre regiones alcance una escala considerable (movimientos desde las regiones mayores generadoras del producto a otras receptoras), o bien que la localización del producto esté sobreestimando el peso real de las regiones de mayor actividad económica. Así como estas preguntas quedan abiertas para el caso chileno, dejan el interrogante para los otros países de América Latina en donde este tipo de discrepancias también podría llegar a ser significativa.

En cuanto a lo segundo, es decir, factores explicativos de las tendencias a la convergencia económica regional, Fuentes explora el peso e impacto de las migraciones. Para empezar, se constata la existencia de una relación estadística positiva y significativa entre migraciones y diferenciales regionales de ingreso per cápita, es decir que el movimiento se da en el sentido esperado de regiones menos desarrolladas expulso-

ras de población y más desarrolladas, receptoras: «Como se puede apreciar, existe una relación positiva entre estas dos variables, aun cuando la relación es relativamente baja (33%). Esta baja correlación y la presencia de algunos *outliers*, como la Región Metropolitana y la Duodécima, llevan a considerar que son otras las variables más relevantes en las corrientes migratorias» (Fuentes, 1997, p. 189).

«Al incluir la variable migración para los períodos 1965-1970, 1977-1982 y 1987-1992 en las regresiones con datos de panel mostradas en el cuadro 2, la velocidad de convergencia aumenta a valores de entre 1,8% y 4,4%. (...) Estos resultados son evidencia de que la migración interna no ha colaborado en forma importante al resultado de la convergencia. (...) En otras palabras, al mantener la migración constante (...) la velocidad de convergencia es mayor que cuando ésta varía (...), lo que indica que la migración juega un rol que va en contra de la convergencia» (Fuentes, 1997, p. 191). El interés de este resultado no se limita al hecho de contrastar y oponerse a lo obtenido para los otros países latinoamericanos revisados más arriba, en donde se rechazó la hipótesis de contribución de la migración a la convergencia, sino porque abre la posibilidad de existencia de un patrón de migración selectivo que podría estar desabasteciendo las regiones atrasadas y el campo de la fuerza de trabajo de mayor calificación y aumentando las brechas de ingresos entre regiones. No obstante, en este como en el caso anterior, la pregunta y su posible explicación quedan apenas formuladas.

El último de los estudios (Morandé, Soto y Pincheira, 1997) de convergencia para Chile revisado hace aportes metodológicos interesantes y arroja algunos resultados que contradicen parcialmente la evidencia arrojada por otros estudios, específicamente, la aceptación de la hipótesis de convergencia absoluta en Chile. Adicionalmente, aporta instrumentos que podrían ser útiles para explorar algunas de las hipótesis y resultados parciales arrojados por estudios para otros países latinoamericanos como es el caso de la posible persistencia de las desigualdades económicas territoriales, especialmente para el grupo de áreas más pobres de cada país (sugeridos en los casos de México, Brasil y Perú). Además de estas diferencias de enfoque y conclusiones, este trabajo utiliza como fuente de información la producida por el Banco Central, la restringe al período 1980-1995 y la subdivide en dos fases distintas de acuerdo con la tendencia general de crecimiento nacional: recesiva para la primera, 1980-86, y expansiva la Segunda, 1987-95.

Para poner a prueba la hipótesis de convergencia condicional, o de rechazo de la convergencia absoluta, se introducen algunas variantes metodológicas que permiten superar la limitación del tamaño del universo que, en condiciones normales, haría imposible la realización de este tipo de pruebas. Se acude entonces al procedimiento sugerido por Canova y Marcet (1995) y se concluye que: «El posterior indicador de Odds sugiere que es poco plausible que las regiones converjan hacia el mismo estado estacionario y que, aunque hay evidencia de convergencia, los estados estacionarios estén determinados también por las condiciones iniciales. Por tanto, se observará convergencia pero con persistencia en los niveles de desigualdad. Esta persistencia en la desigualdad está autocorrelacionada con la pobreza extrema, ausencia de infraestructura y la dotación de recursos naturales» (Morandé, Soto y Pincheira, 1997, p. 163).

De acuerdo con los estados estacionarios estimados, podría sugerirse la existencia de tres grandes conglomerados (observaciones a partir de Morandé, Soto y Pincheira, 1997, gráfico 4 de la p. 160). El primero, conformado por las regiones I, II y XII que convergen hacia niveles per cápita en un 15% superiores al promedio nacional; el segundo, conformado por las RM, III, V y VI que convergen alrededor del promedio per cápita nacional; y un tercero, conformado por las regiones restantes (IV, VII, VIII, IX, X y XI) que convergen hacia un promedio que es cerca del 75% del nacional.

Para terminar, con el propósito de determinar los factores que explican la existencia de diferentes estados estacionarios, los autores exploraron tres hipótesis con los siguientes resultados. «Primero, nuestros resultados muestran que la escolaridad, en contra de la intuición, no juega un rol significativo en la explicación de las desigualdades regionales de estado estacionario. Antes de extraer una conclusión errónea, sería deseable intentar con otras definiciones de capital humano, tales como el gasto público en educación. (...) Segundo, no es extraño que la dotación de recursos naturales tenga una implicación significativa en la desigualdad regional, dado que ciertas regiones han estructurado sus actividades en torno de industrias basadas en recursos naturales. (...) La única variable de política utilizada en una perspectiva regional, la inversión pública, muestra un efecto negativo, reflejo probable del propósito gubernamental de ayudar a las regiones rezagadas. Qué tan buen vehículo es o no para reducir la desigualdad regional, no obstante, no fue probado» (Morandé, Soto y Pincheira, 1997, p. 163-164).

Las diferencias de nivel en los estados estacionarios encontrados por este estudio parecerían muy débiles en comparación con lo mostrado por otras situaciones nacionales en América Latina, como las mencionadas en México, Perú y Brasil, y dejan planteada la inquietud de qué tan significativos sean los resultados obtenidos por estos autores en contra de la convergencia absoluta y a favor de la diferencial. De otro lado, una interpretación alternativa de los resultados obtenidos en la identificación de factores determinantes de las diferencias regionales de estado estacionario estaría hablando a favor de la política social chilena y su impacto regional: si la tasa de escolaridad no está jugando un papel de diferenciación podría ser porque su tendencia «espontánea» estaría siendo contrarrestada de alguna manera; si la inversión pública ha dado preferencia a los más rezagados significaría que ha operado como paliativo a la tendencia natural de la inversión privada de localizarse en las regiones de mayor desarrollo relativo. No obstante, tal y como el mismo estudio lo aclara, estas hipótesis deberían contrastarse con ejercicios mejor dotados en información específica.

2.5. Bolivia

Los ejercicios estadísticos realizados y la evidencia empírica disponible es bastante fragmentaria e incompleta e impide una visión precisa y detallada en el campo de las disparidades económicas territoriales en Bolivia durante los últimos años. Adicionalmente, las conclusiones obtenidas por los dos estudios consultados aunque difícilmente comparables parecen contradictorias.

Las diferentes mediciones de la convergencia entre 1976 y 1992 arrojan resultados contradictorios y poco conclusivos estadísticamente hablando. «Si la disper-

sión es medida a través de la desviación estándar de los índices de bienestar disponibles, hay un resultado claro de divergencia pues estos indicadores tienden a aumentar. De otro lado, si se consideran de qué forma los niveles de estas variables en 1976 afectaron sus tasas de crecimiento, no es posible obtener resultados consistentes. Comenzando por el Índice de Desarrollo Humano (IDH), la figura 10 sugiere la existencia de convergencia: los departamentos con mayores IDH en 1976 experimentaron más bajos crecimientos en este indicador que los departamentos más desarrollados. Los datos de PIB per cápita mostrados en la figura 11 ofrecen un resultado más neutro en la medida en que no existe un patrón identificable. Finalmente, la figura 12, basada en los datos de Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI), sugieren divergencia. En este caso, como puede observarse, las áreas con menores niveles de NBI iniciales logran reducirlos a una tasa más rápida» (Urquiola *et al.*, 1999, pp. 39-40).

Morales *et al.* (2000) también utilizan el indicador de NBI, denominado δ , como medición de desarrollo y bienestar regional y observan su evolución entre 1976 y 1988. Las conclusiones obtenidas son, como en el caso anterior, poco contundentes pero tienden a sugerir un resultado de divergencia.

Cuadro 5. Bolivia. Resultados de las pruebas de convergencia 1976-1988, 1988-1992

Período	Resultados	R ²
1976-1988	DELIN = -2,50741 + 0,00204D76	0,169
1988-1992	DELN88 = -2,50741 + 0,00204D88	0,681

Fuente: Morales *et al.*, 2000, p. 24

«Los residuos de las estimaciones correspondientes al primer modelo (período 1976-1988) no son distribuidos acorde con una función de densidad Normal según el test de Jacque-Bera; ello invalida el uso de la mayor parte de test de significación corrientemente utilizados. Por el contrario, el segundo modelo (período 1988-1992) satisface los criterios de todas las pruebas estadísticas mencionadas» (Morales *et al.*, 2000, p. 24).

2.6. Colombia

El trabajo de Cárdenas *et al.* (1993) introdujo en Colombia el debate contemporáneo acerca de la convergencia económica regional. Sus principales resultados y afirmaciones han dado lugar a réplicas y contrastaciones que han aportado y enriquecido la discusión desde una perspectiva histórica de largo plazo (Bonet y Meisel, 1999), desde un examen más detallado de las distribuciones de convergencia al estilo propuesto por Quah (1995) (Birchenall y Murcia, 1997), o desde una mirada territorial y económica más detallada (Sánchez y Nuñez, 2000). Como se verá a continuación, en algunos puntos del debate hay resultados aún ambiguos, mientras en otros, las conclusiones de los diferentes autores se complementan y matizan.

50 *Cuervo, L. M.*

Las diferencias regionales en el ingreso per cápita en Colombia son, como en el resto de los países latinoamericanos examinados, relativamente altas. No obstante, a lo largo de la segunda mitad del siglo xx descendieron de forma significativa: «En efecto, la relación entre el ingreso per cápita de la entidad territorial más rica y el de la más pobre se redujo de 10,0 en 1950 a 6,1 en 1960, 6,7 en 1970, 4 en 1980 y 3,1 en 1989» (Cárdenas *et al.*, 1993, p. 118).

Los cálculos de convergencia absoluta arrojan resultados positivos. «Los resultados indican que para la totalidad de subperíodos los coeficientes son positivos y significativos. Sin embargo, varían significativamente y se tornan negativos (aunque de manera no significativa) para dos períodos. En el período completo 1950-1989, la tasa de convergencia estimada es de 4,22% anual, más del doble de lo que ha sido estimado para los Estados Unidos, Europa y Japón. La convergencia fue particularmente rápida (5,7%) durante los años cincuenta, de manera que cuando se mira exclusivamente el período 1960-1989 (cuya información es más confiable), la velocidad de convergencia cae a 3,2%. (...) En general, la introducción de dummies regionales tiende a incrementar el coeficiente de convergencia (en todas las décadas con excepción de los ochenta), así como su significancia estadística. Para el período 1950-1989, como un todo, el coeficiente b estimado aumenta a 5,2%» (Cárdenas *et al.*, 1993, pp. 118-121).

Cuadro 6. Colombia. Resultados de las pruebas de convergencia.
Períodos decenales 1950-1989

Período	$\beta_1 - (t)$	R^2	$\beta_2 - (t)$	R^2
1950-1960	0,057 (4,03)	0,57	0,079 (4,45)	0,71
1960-1970	0,0084 (0,71)	0,02	0,022 (1,45)	0,43
1970-1980	0,0344 (1,89)	0,18	0,0367 (1,6)	0,53
1980-1989	0,0249 (1,31)	0,09	0,018 (1,91)	0,43
1950-1989	0,0422 (2,27)	0,6	0,052 (2,76)	0,71
1960-1989	0,0324 (1,87)	0,31	0,041 (2,19)	0,77
Panel	0,0254 (4,17)	–	0,0278 (3,01)	–

β_1 : Coeficiente calculado sin dummies regionales, ecuación básica.

β_2 : Coeficiente calculado con dummies regionales.

Fuente: Cárdenas *et al.*, 1993, p. 120, cuadro 2.

Con relación al coeficiente de convergencia σ se obtuvieron los siguientes resultados: «La dispersión en el producto per cápita disminuyó sustancialmente entre 1950 y 1960. La magnitud de este cambio resulta, sin embargo, exagerada con relación a la evolución posterior en el grado de convergencia σ . Este resultado refuerza nuestras dudas acerca de la calidad de la información para 1950. Durante los años sesenta, la dispersión departamental parece mantenerse estable, con excepción de un aumento súbito en 1965. Después de 1972, cuando también aumentó la desviación estándar en el producto regional, se restablece una tendencia claramente negativa que dura hasta el año 1983. Durante los años ochenta se ha presentado un aumento en el grado de dispersión regional que ha revertido por completo la mejoría de los años 70» (Cárdenas *et al.* 1993, p. 122).

Estilizando la lectura de este mismo gráfico y excluyendo de ella el año 1950, por las razones de confiabilidad mencionadas por Cárdenas (1993), se obtiene una lectura más sencilla de las tendencias que concluye en la existencia de tres grandes momentos: 1960-1972 (divergencia), 1972-1983 (convergencia) y 1983-1989 (divergencia). Comparando los resultados de los dos indicadores se encuentra una correspondencia para dos de las tres décadas y una discrepancia para la tercera de ellas. En efecto, la década de los años 1960 es de divergencia β que coincide con un bajo coeficiente de convergencia β ; los años 1970 son de convergencia en los dos tipos β y σ ; finalmente y en contraste, la década de los 1980 muestra un índice de convergencia β relativamente alto, concomitante con un índice de divergencia σ también significativo.

Finalmente, Cárdenas (1993) estima el impacto de las migraciones sobre la convergencia departamental y encuentra una relación positiva aunque relativamente débil. «En principio, si la migración ayuda a la convergencia se debería esperar que la inmigración exógena tenga un efecto negativo sobre el crecimiento del PIB per cápita y que el coeficiente b se reduzca después de añadir este regresor. (...) En cualquier caso, el efecto de la migración sobre el crecimiento es marginal ya que la velocidad de la convergencia disminuye apenas levemente. Con todo, la reducción en el coeficiente b sugiere que los movimientos interdepartamentales de población contribuyen a la convergencia. Durante el período 1960-1989 la tasa de convergencia estimada es de 4,97%, de los cuales solo 0,13 puntos porcentuales pueden atribuirse a las migraciones. Esta magnitud es ciertamente baja e indica que el papel de las migraciones no es tan importante como el que tradicionalmente se ha afirmado en el país. Sin embargo, resulta interesante observar que durante los años sesenta las migraciones explican buena parte (1,5 puntos porcentuales) de la convergencia (3,6%)» (Cárdenas *et al.*, 1992, p. 135).

El trabajo de Bonet y Meisel (1999) presenta una perspectiva de largo plazo, 1926-1995, en la evolución de la convergencia regional en Colombia. Dado que previamente a 1960 no existen estimaciones directas del PIB departamental, estos autores utilizan el comportamiento de los depósitos bancarios como variable proxy del ingreso departamental. «Se emplea esa variable ya que existía una alta correlación entre el PIB per cápita y los depósitos bancarios per cápita departamentales. Por ejemplo, en 1960 el coeficiente de correlación entre esas dos variables fue de 0,83» (Bonet y Meisel, 1999, p. 12). Para el segundo período, 1960-1995, el estudio se hace con base en las diversas fuentes directas de estimación del PIB de los departamentos colombianos.

«La evidencia empírica señala que en Colombia se dio, claramente, un proceso de convergencia tipo b entre 1926 y 1960» (Bonet y Meisel, 1999, p. 14). La velocidad de convergencia para este lapso es de 2,5%, y la mayor velocidad se presentó durante el decenio 1940-1950 con 3,1%. Por otro lado, la convergencia σ señala el mismo tipo de evolución: «La evolución de este indicador señala, nuevamente, la existencia de un proceso exitoso en materia de convergencia en el subperíodo, al pasar de 1,25 en 1926 a 0,66 en 1960» (Bonet y Meisel, 1999, p. 16).

Se hace un cálculo muy interesante y útil que sirve para clasificar los departamentos entre convergentes y divergentes que consiste en calcular «la desviación estándar del logaritmo de la relación entre el PIB per cápita y la media nacional» (Bonet y Meisel, 1999, p. 23). Así, los que se acercan a la media se les califica de convergentes

Cuadro 7. Colombia. Resultados de las pruebas de convergencia.
Períodos decenales 1926-1995

<i>Período</i>	<i>n</i>	β	<i>Error estándar</i>	<i>T estadístico</i>	R^2
1926-1940	14	0,023	0,0109	2,1181	0,34
1940-1950	15	0,031	0,0048	6,4747	0,82
1950-1960	15	0,025	0,0082	3,0112	0,47
1926-1960	14	0,025	0,0060	4,1871	0,78
1960-1970	24	0,007	0,0107	0,7214	0,02
1970-1980	24	0,032	0,0169	1,9305	0,19
1980-1990	25	0,023	0,0170	1,1989	0,07
1990-1995	25	-0,030	0,0153	-1,9775	0,12
1960-1995	24	0,013	0,0111	1,1851	0,09

Fuente: Bonet y Meisel, 1999, p. 60, Anexo 1.

y los que se alejan de la media se les califica de divergentes. Como una adición a este análisis, por nuestra cuenta y con base en la observación de las gráficas departamentales presentadas en el documento, se discriminan entre convergentes positivos (los que se acercan a la media desde abajo) y negativos (los que se acercan a la media desde arriba) y entre divergentes negativos (se alejan de la media hacia abajo) y positivos (se alejan de la media hacia arriba). De acuerdo con estos criterios, para el período 1926-1960, los departamentos de Colombia quedan categorizados de la siguiente forma (organizada arbitrariamente partiendo de las tendencias más depresivas a las más positivas, pasando en el centro por las neutras):

Divergentes negativos: Antioquia, Bolívar y Caldas.

Convergentes negativos: Atlántico y Valle.

Estables: Cundinamarca y Cauca.

Convergentes positivos: Huila, Magdalena, Nariño, Norte de Santander, Santander, Tolima y Territorios Nacionales.

De los departamentos en donde se asientan las ciudades que crecieron y se industrializaron durante el siglo xx, amplios receptores de población, el único que escapa a las tendencias «negativas» es Cundinamarca. En el otro costado, de los departamentos con tendencias «positivas», el único que no es expulsor de población son los Territorios Nacionales.

«Para el período comprendido entre 1960 y 1995, se encuentra una evidencia débil para la convergencia β . Si bien encontramos un coeficiente de correlación negativo entre las tasas de crecimiento del período y el valor inicial del PIB per cápita departamental, el valor del coeficiente (-0,3) es mucho menor al encontrado en el período anterior (-0,89). (...) La velocidad de convergencia estimada es de 1,3%, inferior a la calculada para el primer período. Sin embargo, el coeficiente estimado no es estadísticamente significativo y por lo tanto, no existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis de que el coeficiente de convergencia tipo b es igual de cero. (...) Las estimaciones del coeficiente b absoluto por décadas (...) arrojan resultados significativos para los años 70, con una velocidad de 3,2%, y en el período 1990-1995, pero con una velocidad de -3,0%» (Bonet y Meisel, 1999, p. 38).

Por otra parte, en cuanto a la convergencia σ , estos autores tampoco encuentran evidencia positiva. «La desviación estándar del logaritmo del PIB per cápita real departamental se mantuvo en un nivel más o menos similar entre 1960 y 1975. A partir de 1980 se inició un incremento de este indicador (...). El aumento en la dispersión permite afirmar que entre 1960 y 1995 se presentó un proceso de polarización en Colombia» (Bonet y Meisel, 1999, p. 40). Lo que el gráfico 14 (Bonet y Meisel, 1999, p. 31) sugiere es la presencia de tres períodos claramente diferenciados: el primero 1960-72 de divergencia, el segundo 1973-83 de convergencia y el tercero, 1984-1995, de aceleración significativa de divergencia. Hasta 1983 el nivel de dispersión del ingreso per cápita departamental era a grandes rasgos el mismo que 20 años atrás pero luego de ese año inicia un proceso que coloca este mismo nivel en un valor superior en casi un 70%. Este proceso parece casi totalmente atribuible a la peculiar tendencia presentada por Bogotá. Bonet y Meisel calculan el índice de concentración de Herfindahl-Hirschman con y sin Bogotá, obteniendo los siguientes: «Al excluir del cálculo del índice a Bogotá se presenta un comportamiento diferente en el resto del país. El índice en 1960 se reduce a 597 y en 1995 a 540, lo cual indica que si se excluye a Bogotá, en Colombia se generó una ligera desconcentración territorial en la producción» (Bonet y Meisel, 1999, p. 43).

Una parte importante de las discrepancias en las conclusiones de convergencia o divergencia para Colombia en la Segunda mitad del siglo xx, explícita en el debate Cárdenas-Meisel, parece explicarse por el impacto de las cifras de 1950 que, como el mismo Cárdenas reconoce son poco confiables y que, Bonet y Meisel (1999), excluyen de su periodización que la toman como iniciando en 1960. «Los resultados para los períodos con base en 1950 y 1960, indican que la estimación es muy sensible al período de cálculo y por lo tanto sería muy apresurado afirmar (o negar) la existencia de convergencia en el crecimiento del producto per cápita de las distintas regiones del país» (Birchenall y Murcia, 1997, p. 278). En verdad, y como se ha visto, es innecesario emitir un juicio sobre la totalidad del período y neutralizar la década del 50 por las dudas que genera, manifestándose sobre los resultados específicos de cada subperíodo, en los cuales los autores no tienen verdaderas diferencias.

Cuando se hace el mismo ejercicio de clasificación de los departamentos por tipo de tendencia, para el segundo subperíodo 1960-1995, el resultado que sobresale, además de la relativa inestabilidad en los comportamientos, es la presencia de un masivo grupo de departamentos con lo que hemos denominado divergencia negativa, grupo poco numeroso en el período anterior: Atlántico, Bolívar, Boyacá, Caquetá, Cesar, Norte de Santander y Sucre. Al lado de estos, surge también un muy numeroso grupo de departamentos sin tendencia clara o estables: Antioquia, Caldas, Cauca, Quindío, Santander, Tolima y Valle. Finalmente, al otro extremo del espectro hay solo dos grupos con divergencia positiva: Bogotá y Nuevos Departamentos. Este proceso de aparente conformación de conglomerados y estratos es cuidadosamente investigado por Birchenall y Murcia (1997).

De acuerdo con esta clasificación, sería conveniente matizar la conclusión de Bonet y Meisel (1999) acerca del papel determinante de Bogotá en la explicación de las tendencias a la divergencia puesto que revelan que al lado de su positivo comportamiento, acompañado solamente por los nuevos departamentos en donde se ha desa-

rollado la nueva industria minera y de exportaciones primarias de Colombia, se ha dado una depresión generalizada de numerosos territorios. Si se excluye Bogotá, el escenario es de convergencia depresiva al estilo de lo que se encuentra en Perú. Por tanto, las explicaciones de la divergencia en Colombia deberían combinar los factores explicativos del éxito relativo de su ciudad capital, al lado de los factores explicativos de la depresión generalizada de numerosos departamentos, fenómeno prácticamente inexistente en las tendencias de la primera mitad del siglo xx.

Birchenall y Murcia (1997) aplican la metodología de análisis sugerida por Quah (1995), gracias a la cual les es posible poner a la vista una serie de procesos difícilmente captables a través de la metodología tradicional propuesta por Barro y Sala-I-Martin (1995): «La ventaja de este modelo es que nos permite preguntarnos por la evolución de la distribución departamental de acuerdo con dos grandes aspectos:

1. El cambio en la *forma* de la distribución, el cual a su vez depende de: *a)* el nivel de ingresos y los cambios en la distribución como un todo, *b)* la *desigualdad* del ingreso y los cambios en la *dispersión* de la desigualdad, *c)* los patrones de *agrupación* y *polarización* en varios puntos de la escala de ingresos.
2. La dinámica distributiva en el interior de la distribución de ingresos: cómo una parte de la distribución se *moviliza* en el tiempo, y las transferencias implicadas en este proceso» (Birchenall y Murcia, 1997, p. 291).

De manera gráfica, este procedimiento observa los cambios o permanencias de los territorios en los grupos pobres, medios o ricos de la distribución, con tres casos representativos de las posibles combinaciones posibles: persistencia, movilidad y convergencia: «En el caso de *persistencia* la figura muestra como la distribución mantiene sus características entre los períodos t y $t + s$, los pobres siguen siendo pobres y los ricos siguen siendo ricos; mientras que en el caso de la *movilidad*, ilustramos una reversión total en las condiciones iniciales de los individuos, ya que aquellos considerados pobres en el período t , transcurridos s períodos se convierten en ricos, y los que inicialmente podían caracterizarse como ricos pasan a ser pobres en $t + s$ » (Birchenall y Murcia, 1997, p. 296). En el caso de convergencia, con el paso del período t al $t + s$ se preserva una distribución normal de los territorios alrededor del ingreso per-cápita promedio.

De acuerdo con estos criterios, el análisis gráfico de los períodos realizado por los autores arroja los siguientes resultados: 1960-1975, persistencia en cuatro grupos de departamentos y movilidad en un quinto grupo; 1970-85, convergencia y polarización; 1980-1994: persistencia. «Basados en los métodos señalados en el texto, encontramos unos resultados que nos permiten afirmar que Colombia no es un caso de convergencia; en oposición, existe un claro proceso de persistencia que ha mantenido las distancias entre los ingresos de los departamentos colombianos; es decir, que ha mantenido una distribución de ingresos en las mismas posiciones que en 1960. Adicionalmente, observamos que a pesar de que existen indicios de convergencia; estos resultados parecen señalar procesos de movilización de economías pobres hacia niveles de ingreso altos (...) gracias a los ingresos de la minería en los últimos años especialmente» (Birchenall y Murcia, 1997, p. 305).

3. Conclusiones

El ejercicio de comparación de los distintos casos nacionales revisados y de éstos con respecto a otras experiencias internacionales, comporta numerosos riesgos, derivados de las diferencias en la calidad de los datos, en su desagregación temporal, en la especificación de las variables y ecuaciones claves y en los criterios de interpretación utilizados por los distintos autores. No obstante y teniendo las precauciones debidas, es importante aventurar algunas observaciones generales derivadas de la comparación.

Una primera observación es aparentemente formal pero con consecuencias importantes sobre la calidad de los resultados obtenidos. Cuando se trata de procesos de cambio económico regional es recomendable trabajar con períodos de tiempo relativamente largos, preferiblemente de 50 años en adelante, dado que ese es el ritmo al cual maduran las transformaciones en esta dimensión de la vida social. Desde este punto de vista, los estudios adelantados para los países desarrollados tienen el privilegio de cumplir este requisito y ofrecer mejores condiciones para establecer conclusiones robustas. Como acaba de observarse, la mayor parte de los estudios realizados para los países de América Latina se extienden, en el mejor de los casos a medio siglo y en muchos de ellos se limitan a una década y media. La estrechez de plazos no solamente impide la necesaria mirada en perspectiva, sino que además deja al observador desprovisto de criterios para juzgar la credibilidad y dotar de sentido a lo que está observando. Por esta razón pensamos que el avance en el conocimiento de esta problemática depende en buena medida del esfuerzo por constituir series históricas de largo plazo, bien puede ser con variables sustitutas, como lo enseña el trabajo de Bonet y Meisel (1999). Un esfuerzo de esta naturaleza permite dirimir diferencias de interpretación tan fuertes como las surgidas en el caso colombiano respecto de la evolución de las disparidades económicas territoriales durante la Segunda mitad del siglo XX, tal y como lo comentamos oportunamente.

Un segundo comentario tiene que ver con el valor encontrado de los coeficientes β de convergencia absoluta encontrados por los diferentes estudios. A excepción del caso colombiano, en los demás países se encontraron tasas de convergencia notablemente inferiores a las identificadas por Barro y Sala-I-Martin (1995) para los Estados Unidos, Europa y Japón. En efecto, para las estimaciones del coeficiente en los períodos completos, los resultados oscilan entre velocidades de convergencia del 0,7% y el 1,3%. En Colombia, Cárdenas *et al.* (1993) y Bonet y Meisel (1999) discrepan entre tasas del 4,2%, estadísticamente significativas entre 1950 y 1989 para el primero y 1,3% no significativas entre 1960 y 1995 para el segundo. Mirando esta discrepancia en la perspectiva comparativa e internacional, el buen juicio sugiere inclinarse por una estimación semejante a la de los demás países latinoamericanos que probablemente será estadísticamente significativa si se toma como referencia el período 1960-1983, antes de iniciar la tendencia a la divergencia en Colombia.

Este resultado de menor velocidad de la convergencia no extraña cuando se le mira a la luz de fenómenos como los analizados en Cuervo (2003) de la primacía urbana y de sus valores inusualmente altos para América Latina. Por tanto, el sentido general del resultado parece sensato y concuerda con lo encontrado a través de otros síntomas o expresiones de las disparidades territoriales como es ésta de la concentración urbana.

Una tercera observación deriva del contraste entre los resultados estadísticos de corto y mediano plazo para los países latinoamericanos. Aunque en ninguno de los casos se hizo la prueba estadística rigurosa para determinar si los coeficientes decenales o quinquenales son significativamente diferentes entre sí, la intuición sugiere que éste es el caso. En efecto, mientras los resultados estadísticos para los plazos más largos suelen dar estadísticamente significativos, así sean débiles en algunos casos, para los plazos más cortos hay numerosas excepciones y cambios de velocidad relativamente importantes. Aunque este resultado contradice lo obtenido por los estudios realizados para los países desarrollados, parecen aceptables y tener sentido a la luz de la siguiente consideración. Debido a la importancia atribuida por autores como Barro y Sala-I-Martin (1995) a los llamados cambios «exógenos» drásticos en la perturbación de los procesos relativamente estables de convergencia observada en los países desarrollados.

En cuarto lugar, estos cambios de velocidad y de ritmo, incluso de sentido de la convergencia tienden a expresarse más en procesos de contención que en la aparición de tendencias a la divergencia. De los numerosos subperíodos en donde para los distintos países se rechaza la hipótesis de convergencia, sólo en muy pocos se hace por razón de la existencia de divergencia. Brasil de los años 1960, Chile de 1975 a 1980 y Colombia después de 1983 son estos períodos relativamente minoritarios. Los rechazos a la hipótesis de convergencia son, sin embargo más abundantes: México de 1980-95, Brasil de los 70s y de los 80s, Chile del 1980-85, y Colombia de los años 1960s y 1980s. Por su número, difícilmente podremos referirnos a estos períodos con la calificación de excepcionales así se enmarquen, como dijimos arriba, en lapsos que en el largo plazo si aceptan la hipótesis de la convergencia.

En quinto lugar, de los ensayos por determinar el papel de las migraciones en la explicación de la convergencia sobresalen los resultados negativos. Para los casos de Brasil, México y Perú no se encuentra en las migraciones un factor que contribuya a explicar la convergencia y sólo en los casos de Chile y Colombia se encuentra una asociación estadística positiva entre las dos variables pero con sentido opuesto, aportando a la divergencia en Chile y débilmente a la convergencia en Colombia. El régimen de las migraciones, su sistema geográfico (cuencas) y sus cambios a lo largo del tiempo, deberían ser mirados entonces con mayor profundidad.

En sexto lugar, hay una serie de sugerencias sueltas y fragmentarias que deberían ser examinadas con más cuidado y que sugieren la posibilidad de que la convergencia condicional tenga un peso inusualmente alto en América Latina y que, en contra de lo esperado, los diferentes territorios tiendan a operar como conglomerados heterogéneos, con diferentes estados estacionarios y con dificultades de integración social, económica y territorial. En efecto, en la mayor parte de los casos en los que se incluyeron dummies regionales se mejoró la significancia estadística de los resultados y se aumentó considerablemente el valor de los coeficientes y de las velocidades de convergencia. En este mismo sentido pueden interpretarse las diversas menciones a la persistencia e inmovilidad en la pobreza de los territorios pobres, encontrada en casos como los de México, Brasil, Perú y Colombia. Este resultado sugiere la necesidad de que en el futuro se ponga especial atención a investigar la presencia de estas barreras a la integración, de esta diversidad y persistencia en los regímenes económicos que

podrían estar a la base tanto de la debilidad de la convergencia latinoamericana, como de su ya mencionada inestabilidad.

En séptima instancia, un poco en contra de lo que ciertos segmentos de la literatura internacional ha venido proponiendo, es de subrayar la importancia concedida a la evolución de la actividad industrial en la explicación de la evolución de las disparidades regionales en México y Brasil, aunque con sentido opuesto. Para México se encuentra que la positiva dinámica industrial y su muy peculiar orientación regional ha podido contribuir a debilitar la concentración espacial de la actividad económica y el bienestar en ciudad de México. Para Brasil, al contrario, se proyecta que la integración comercial a producirse en el Mercosur puede contribuir a consolidar la economía de las regiones de mayor desarrollo relativo, en particular San Pablo, y debilitar dinámicas económicas positivas en zonas de base agro industrial que habían venido sirviendo de contrapeso al rol de la mayor metrópoli brasileña.

Para terminar, y a la luz de esta mirada comparativa y de los casos de otros países analizados en este mismo artículo, vale la pena avanzar algunos comentarios relacionados con la evolución reciente de las disparidades económicas territoriales en América Latina. En primer lugar, habría que destacar que la evolución de los distintos países es muy singular y que difícilmente se puede hablar de la existencia de un patrón común. No obstante, algunos síntomas sugieren que la última década y media se ha acompañado de, a lo menos, un proceso de contención de las tendencias a la convergencia regional. Para los casos de México (1980-95) y Brasil (1970-1990) se rechaza la hipótesis de convergencia, para Perú (1980-1996) se acepta como muy débil y para Colombia (1983-1995) se encuentra la opuesta, es decir divergencia. Chile aparece entonces como un caso algo excepcional al evidenciar una tendencia a la convergencia para el período más reciente (1985-1995). Estos resultados sugieren, además de esfuerzos adicionales para ratificarlos o cambiarlos, la justificación y necesidad de lanzar algunas hipótesis explicativas de la contención de la convergencia o aparición de divergencia:

1. En primer lugar, esta tendencia podría estar asociada al incremento en la inestabilidad del crecimiento que a su vez, como se dijo más arriba, estaría incentivando el crecimiento de las disparidades territoriales.
2. En segundo lugar, se podría explicar por la existencia de procesos de integración relativamente fragmentados que estarían restringiendo los procesos económicos dinámicos a las áreas de influencia más directa de los grandes centros, es decir, habría procesos de difusión del crecimiento regional muy selectivos y fragmentarios.
3. En tercer lugar, puede tener relación con el impacto de la apertura comercial y la liberalización con la producción y los niveles de vida y bienestar en el campo pues los diferenciales rural-urbanos se habrían acentuado.
4. En cuarto lugar, esta fase podría ser interpretada como propia de una transición tecnológica que estaría poniendo en ventaja, por lo menos temporal, a las regiones más desarrolladas para ser las receptoras de los impulsos dinámicos que habrían roto con los esquemas de difusión previamente existentes para los patrones tecnológicos del pasado.

4. Balance y perspectivas

En este párrafo final se recogen observaciones generales de dos tipos, unas de orden teórico y otras relacionadas con el contenido y la sustancia misma de los resultados obtenidos por las distintas investigaciones revisadas a lo largo de estas páginas.

Un primer conjunto de comentarios se relaciona con la manera como se produce conocimiento científico, con los aportes y limitaciones de una aproximación específica como la que ha sido revisada. Un primer tema de debate que se quiere proponer se relaciona con el uso de la teoría y con el papel que se le asigna, y se les debe asignar, a los modelos teóricos que se desarrollan para abordar temáticas como la presente.

La propuesta teórica inicial de Barro y Sala-I-Martin (1995) parece, en un principio, nítida y consistente. El modelo neoclásico de crecimiento, a pesar de todas sus restricciones y supuestos, parecería predecir adecuadamente la realidad pues las experiencias históricas revisadas (USA, Japón y Europa) confirman ajustarse a lo esperado. No obstante, vale la preguntarse nuevamente qué es exactamente lo esperado y qué es exactamente lo encontrado y examinar si se confirma la correspondencia propuesta y en qué circunstancias exactas.

Una manera sencilla, además de bastante popular en términos de la aceptación de los académicos, de resumir lo que se espera del modelo está en la ecuación básica que es el objeto de las distintas pruebas econométricas: las tasas de crecimiento del ingreso per cápita de las regiones están en función inversa de los niveles de ingreso per cápita iniciales. Se supone así que las regiones o territorios de menor desarrollo relativo crecerán a tasas superiores que las de los territorios de mayor desarrollo, de tal forma que los niveles de riqueza e ingreso entre áreas ricas y pobres convergen y terminarán por hacerse similares. Las pruebas empíricas realizadas por Barro y Sala-i-Martin para Europa³, Japón y Estados Unidos así lo confirman. Entre los estudios e investigaciones realizadas para América Latina no se pone en cuestión este punto de partida y, en los casos más radicales, se proponen las metodologías desarrolladas por Quah (1995) para confirmar o negar los hallazgos obtenidos a través de las pruebas convencionales.

Una lectura atenta y cuidadosa del modelo original permite poner en cuestión esta expectativa teórica más popular y comúnmente aceptada. Gracias a lo anterior, adicionalmente, es posible poner en evidencia parte sustancial de los resultados estadísticos de estos estudios que por lo ya visto, son pasados por alto.

Una primera reflexión concierne los plazos de validez temporal de las predicciones del modelo. Así como Barro y Sala-I-Martin (1995) lo presentan, la predicción de convergencia tiene validez dentro de las restricciones teóricas impuestas al modelo, a saber, entre las más importantes, que no hay cambio ni progreso tecnológico, que las tasas de ahorro, depreciación y crecimiento de la población son fijas y exógenas, que la función de producción básica posee rendimientos marginales decrecientes y econo-

³ Aunque para el caso de Europa no coincide con hallazgos posteriores en investigaciones como las adelantadas por Cuadrado, Mancha y Garrido (2002).

mías a escala constantes. Estas restricciones son tantas y tan importantes que lo que debería esperarse razonablemente del modelo debería ser: primero, que su validez temporal fuese muy restringida, es decir, el corto o mediano plazo, de manera tal que se garantice que las condiciones que se suponen fijas, realmente lo sean; o bien que se le considere como una herramienta analítica que sirve de punto de referencia a partir del cual los casos concretos y reales que se alejen de su predicción sean analizados como resultado de la modificación de los parámetros del modelo. Estas dos alternativas no son excluyentes sino más bien complementarias.

En estas condiciones aparece un problema de consistencia del modelo que es aparentemente resuelto por la vía del respaldo empírico. El problema de consistencia deriva de un desajuste evidente pero no explicado entre la validez de corto o mediano plazo de la predicción del modelo y su aparente validez empírica de largo plazo. Es razonable esperar que en el lapso de un siglo la economía de los Estados Unidos haya experimentado cambios en lo tecnológico y en lo financiero que hubieran podido modificar, o bien la velocidad de la convergencia, o bien el sentido mismo de la tendencia, es decir, la congelación de la convergencia o la posible aparición de divergencia. A pesar de que la anterior es la expectativa más razonable y aún consistente con la teoría, la verificación empírica obtenida en los casos de Japón, Europa y Estados Unidos habría mostrado lo contrario: persistencia, estabilidad e incluso semejanza en las velocidades de convergencia. Esta verificación parece ser razón más que suficiente para pasar por alto lo que la teoría predice y sugiere transformar la predicción de convergencia en una cuasi ley general. Si fuera esta la circunstancia se estaría entonces ante una regularidad empírica *sin explicación teórica*, sin modelo de respaldo pues, como se sabe, las restricciones del modelo de Barro y Sala-I-Martin (1995) lo distancian de la posibilidad de ser consistente con la regularidad empírica encontrada.

La anterior sin salida es el resultado de una grave omisión, la de discutir el porqué y la proyección de esta inconsistencia, aunque sus consecuencias son menos dramáticas que lo sugerido. La razón es que la evidencia empírica encontrada por Barro y Sala-I-Martin (1995) es menos concluyente y contundente que lo sugerido por ellos mismos y se asemeja más al resultado teóricamente esperado y esperable.

Primero, porque los valores del coeficiente de convergencia varían de decenio a decenio, es decir no son estables, de acuerdo con la prueba estadística realizada por los mismos autores. Segundo, porque en efecto se identifican fases, coyunturas, momentos de transición de un régimen de convergencia a otro. Se trata de períodos en donde la norma de la convergencia no se verifica y que son interpretados como resultado de la presencia de «factores perturbadores». Los momentos en los que no se verifica la convergencia coinciden con fases de transformación económica estructural, con grandes crisis como la de los años 1930 y mediados de los 1970. Se trata de períodos que van más allá de haber presenciado meras perturbaciones coyunturales pues fueron el escenario de grandes transformaciones tecnológicas e institucionales. Finalmente, porque tanto las observaciones de Quah (1995), como la evidencia empírica ofrecida por otros estudios, muestran resultados diferentes a la convergencia. Tanto Bairoch (1981) como O'Rourke (2001) muestran la tendencia secular a la ampliación de las brechas de ingreso entre países ricos y pobres y entre capas sociales ricas y pobres al interior de cada país. Esta tendencia está, sin embargo, matizada por

la presencia de un pequeño segmento de países al interior de los cuales se produce convergencia, segmentación y separación sugerida de forma similar para algunos países latinoamericanos como Perú, Colombia, México e incluso Brasil.

La lectura simplificada que Barro y Sala-I-Martin (1995) hace de los resultados obtenidos es lamentablemente reproducida por quienes aplican su modelo a los países latinoamericanos, dejando consecuencias parecidas: se pasa por alto la importancia de hechos constatados de manera reiterada como son la presencia de períodos, que en casos no son excepcionales ni tangenciales, donde la convergencia no se verifica y por otro lado, de diferencias significativas en las velocidades de convergencia entre los distintos lapsos examinados, subperíodos de un lapso más largo.

Sin que el modelo ni sus características lo sugieran, termina embarcado en una falsa pretensión de universalidad. Falsa desde el punto de vista de la consistencia lógica de su formulación, y falsa desde el punto de vista de la evidencia empírica efectivamente encontrada, no de la lectura estilizada, popularizada y comúnmente aceptada por los académicos latinoamericanos. Este sesgo de aproximación y de mirada impide apreciar lo más importante: primero, que el modelo aporta argumentaciones y consideraciones que permitirían entender y eventualmente explicar las diferencias, los cambios, las transiciones; segundo, que la evidencia empírica sugiere un comportamiento que no corresponde con la versión estilizada: hay momentos de convergencia y otros de divergencia, y dentro de los primeros hay fases con diferentes velocidades y ritmos.

Una segunda reflexión tiene que ver con la especificación de los modelos econométricos y su pretendido carácter explicativo. El modelo econométrico puesto a prueba por Barro y Sala-I-Martin (1995) hace el contraste del resultado esperado, convergencia, más no de los factores explicativos de la misma. Ninguno de los estudios estadísticos revisados pone a prueba la validez empírica de los postulados teóricos. Es decir, ningún ejercicio intenta examinar la asociación estadística entre la variable dependiente, tasas de crecimiento, y los parámetros o las variables dependientes, tales como la relación capital-trabajo existente o las cantidades de capital y trabajo efectivamente empleadas. A pesar de que, como se dijo más arriba, no hay consistencia entre la teoría y la evidencia empírica, nadie se toma el trabajo de verificar si las relaciones de causalidad propuestas por el modelo operan o no. En este sentido, aunque no es visto así por quienes han usado el modelo, las estimaciones y los ejercicios empíricos realizados a lo que llegan es a establecer si hay convergencia o no, a describir su comportamiento, pero no a explicar sus factores determinantes.

Por consiguiente, el modelo original y sus aplicaciones latinoamericanas son de una gran precariedad explicativa. Después de revisar cuidadosamente los estudios y sus resultados, son pocas las sugerencias explícitas de factores que expliquen las diferencias entre países y entre períodos. Las pocas «variables explicativas» que aparecen lo hacen de forma un poco casual y fortuita, o bien porque son explícitamente mencionadas por Barro y Sala-I-Martin (1995), como es el caso de las migraciones, o bien porque algunos otros modelos o teorías del desarrollo sugieren considerar: la infraestructura, el capital humano, la geografía física. Esta búsqueda es, por tanto, poco sistemática y sin mayor esfuerzo de fundamentación teórica, por lo cual, se requeriría un esfuerzo adicional e incluso una reorientación del trabajo. De los resultados obte-

nidos, no obstante, vale señalar un acuerdo bastante generalizado acerca de la importancia de la infraestructura de transporte y comunicaciones, del equipamiento básico social y de la educación, en la explicación de las disparidades económicas territoriales. Las migraciones internas, aunque en la mayoría de los casos no aparecen con peso explicativo estadístico, en dos de ellos sí, pero con sentido contrario: favoreciendo la divergencia en Chile y la convergencia, en Colombia.

En la exploración de factores explicativos, afortunadamente no se parte de cero pues en los años 1980 existió una tradición diferente que exploró relaciones causales con una mayor fundamentación y consistencia y obtuvo resultados interesantes y sugestivos. Adicionalmente, hay otras tradiciones teóricas que han explorado el mismo tema desde otras perspectivas, aportando algunos elementos de respuesta a estos vacíos.

Los trabajos de Williamson (1981) y Martin (1984) son particularmente ilustrativos de los factores que están a la base de las distribuciones territoriales de la riqueza y del ingreso. Williamson (1981) pone en evidencia la importancia de la movilidad laboral y de las facilidades de difusión del cambio tecnológico en la explicación de las tendencias seculares a la convergencia en los Estados Unidos. A través de su demostración sugiere, por analogía y comparación, la importancia de examinar las peculiaridades del mercado laboral latinoamericano, de las dificultades sectoriales y geográficas de difusión tecnológica y de la situación particular del desarrollo agropecuario como dimensiones relevantes para explicar la inusitada intensidad de los desequilibrios territoriales latinoamericanos. Martin (1984), a su vez, pone en evidencia las diferencias y especificidades latinoamericanas en donde, al contrario de lo que Williamson (1981) sugiere para los Estados Unidos, la participación de lo territorial en la explicación de la desigualdad en la distribución personal del ingreso es mucho mayor y en algunos casos significativa y determinante. Finalmente, también gracias al trabajo de Williamson (1981) queda visible la importancia de entender las diferentes escalas al interior de las cuales se da la convergencia y las distintas anatomías territoriales a las que ello puede dar lugar (dando razón a las observaciones de Quah, 1995). En efecto, distingue al menos dos grandes épocas. Una primera de convergencia al interior de los estados del Norte y divergencia Norte-Sur, y una Segunda, después de una larga transición de cerca de 30 años, de una convergencia generalizada para todo el país, Norte y Sur incluidos.

Una tercera reflexión concierne los indicadores, las formas de medir la desigualdad de niveles y ritmos de crecimiento económico territorial. Tal y como se ha puesto en evidencia en estos comentarios, la ecuación básica de Barro y Sala-I-Martin (1995) se reduce, en términos epistemológicos, a una mera medición de esta desigualdad. No encarna, en sí misma, ninguna teoría o explicación de la evolución en la distribución territorial del ingreso sino que se reduce a ofrecer una alternativa de medición y cuantificación, alternativa que, así como tiene ventajas, también encarna una serie de sesgos y riesgos claramente expuestos por Quah (1995). En este sentido, la investigación futura debería orientarse de forma más abierta y plural, explorando y explotando no solamente las alternativas metodológicas abiertas por Barro y Sala-I-Martin (1995), sino también las opciones ofrecidas por Quah (1995), ya ensayadas marginalmente por algunos de los autores revisados en este artículo. En este sentido,

Bonet y Meisel (1999) dejan abiertos algunos derroteros, aún en bruto⁴, pero que deberían ser examinados con más detalle. En efecto, uno de los aportes más interesantes de este trabajo consiste en ensayar distintas mediciones de la desigualdad: además de los conocidos coeficientes β y σ de convergencia, utilizaron otros indicadores como el de Theil, el de Herfindahl-Hirschman, o mediciones más puntuales como es la diferencia entre el nivel mínimo y máximo de ingreso per cápita territorial o la descomposición del indicador σ para determinar la contribución territorial de su cambio.

Estas consideraciones trascienden el ámbito de lo meramente metodológico pues hacen pensar y subrayan la importancia de tener en cuenta que la economía ha adolecido de algunos sesgos que no logra superar en el estudio de estos temas. Uno de estos sesgos es lo que en otros trabajos hemos denominado «concentracionismo» y que consiste en una mirada puntual y focalizada del problema de la distribución espacial de la actividad económica. En efecto, la teoría y la investigación económica tiende a centrar su interés en el aspecto puntual, aunque estratégico no hay por qué negarlo, de si la actividad productiva se está concentrando o se está desconcentrando sin preguntarse cuál es la estructura exacta, la anatomía o la configuración precisa (el tipo de distribución, en términos de Quah, 1995) de ese proceso. En este sentido, las sugerencias de Quah (1995) y los otros indicadores ensayados por estos autores, deberían someterse a un examen cuidadoso que pusiese de presente sus propiedades, sus potencialidades y limitaciones y sugiriese que tipo de combinaciones son las más recomendables, dependiendo del tipo de caso y de las características de la información disponible.

Los estudios revisados no solamente resaltan la importancia de la investigación histórica de largo plazo sino que, además, ponen en evidencia la necesidad y las grandes dificultades impuestas por los ejercicios de comparación. Las dificultades se hacen visibles en los trabajos promovidos por el BID en donde, a pesar de haber compartido una misma inspiración teórica y metodológica y de haber sido apoyados por una misma fuente de financiación, los resultados obtenidos para cada país son difícilmente contrastables con los de los demás. Para empezar, la definición de la variable dependiente difiere de forma considerable. En algunos casos se trata del PIB per cápita territorial, en otros se trata de los ingresos personales obtenidos a través de encuestas de hogares; en algunos la periodicidad es anual, en otros es decenal o censal; en algunos se obtienen de series de una misma fuente y en otros se originan en combinaciones de fuentes en donde al lado de datos primarios se colocan estimaciones; en algunos la cobertura es urbano rural y en otros es solamente urbana; en algunos se trata de series con una amplitud y continuidad satisfactorias y en otros se trata simplemente de mediciones puntuales, centradas en uno o en un par de años específicos.

Aparte de estas dificultades, no está de sobra recordar la importancia estratégica de la comparación en este tipo de investigaciones. Por una parte, la comparación aporta criterios de «lo mucho» y de «lo poco», de lo que es o no es sensato esperar

⁴ Aunque calculan estos valores para todo el período estudiado, no hacen una comparación de los resultados obtenidos, de las discrepancias o semejanzas, de las propiedades de cada indicador, ni de las recomendaciones que derivan de una tal contrastación con el propósito de mejorar la calidad de los resultados en futuras investigaciones.

como ritmo o dimensión de una variable o de un indicador. Por ejemplo, gracias a la comparación es posible en el caso colombiano, para el cual existen dudas acerca de la confiabilidad de las cifras para 1950, estimar que un 4% de velocidad de convergencia es poco creíble, tanto desde el punto de vista de la experiencia de los países desarrollados, como desde la de los otros latinoamericanos en donde estas velocidades promedian el 1%. De otro lado, como resultado de la comparación sería posible ponderar adecuadamente ciertas informaciones como las suministradas por las cadenas de Markov y las distribuciones de Kernel en donde se observa la probabilidad de mantenerse en el estado de pobre o de rico a lo largo del tiempo. Cuando se tienen mediciones para varios países es posible tener algún criterio para juzgar si los valores encontrados para un determinado caso son altos, bajos o medios. Finalmente, gracias al análisis comparativo, es posible determinar cual es la especificidad de cada caso nacional o incluso continental. Gracias a ella será posible identificar las peculiaridades de cada país en términos de los niveles de desigualdad, los ritmos de cambio, los ciclos y las tendencias predominantes. En síntesis, dado que en este campo, como en muchos otros de las ciencias humanas, no existen unidades de medida absolutas e invariables, la comparación aporta los criterios a través de los cuales se puede hacer una más justa y acertada valoración de lo que es «mucho» o es «poco», de lo que es «sensato» o de lo que el buen juicio sugiere «desconfiar». Por todo lo anterior, una Segunda línea de trabajo sugerida para avanzar en el conocimiento de esta problemática es la de promover investigaciones comparativas que permitan establecer algunos parámetros mínimos a partir de los cuales se puedan hacer evaluaciones e interpretaciones más acertadas de los resultados, de las estimaciones y de las proyecciones de tendencia.

En este sentido de aprovechar los beneficios de la comparación, vale la pena explotar algunos de los resultados provistos por la revisión realizada en este artículo en el sentido de resaltar aquellas características que aparecen como peculiares al caso latinoamericano. En primer lugar, las reiteradas afirmaciones acerca de los amplios niveles de desigualdad socioespacial presentes en América Latina son confirmadas por los resultados de estas investigaciones. En la mayor parte de los casos, excepción hecha tal vez de Chile durante el período más reciente, la velocidad de los procesos de convergencia en América Latina no es solamente más baja que la de los países desarrollados investigados por Barro y Sala-I-Martin (1995), sino que la inestabilidad de los procesos es claramente mayor. En segundo lugar, al contrario de lo constatado para los países desarrollados, en América Latina se sugiere la existencia de procesos de convergencia estratificados y fragmentados. Como se vio, la introducción de dummies regionales suele mejorar la calidad de los resultados y de su confiabilidad estadística. Se sugiere así que, probablemente, un rasgo característico de los procesos de convergencia latinoamericanos sea el predominio de la llamada convergencia condicional, en contra de la absoluta, como puede ser la circunstancia de los países desarrollados. En tercera instancia, los períodos de contención de la convergencia son bastante frecuentes con la presencia, incluso, de algunos casos de existencia de tendencias a la divergencia.

Estos rasgos y posibles peculiaridades del caso latinoamericano deberían, en primer lugar ser ratificados y, en segundo lugar, dar lugar a investigaciones comparati-

vas que tengan desde un principio en la mira de sus resultados el contrastar empíricamente y estadísticamente estas propiedades, así como identificar sus explicaciones.

Bibliografía

- Aroca González, P.; Claps Arenas, D. S.F. *Regional Convergence Analysis of Chilean Economy Between 1960 and 1996*, Department of Economics and IDEAR of Universidad Católica del Norte, Antofagasta Chile, Mimeo, 10 págs.
- Azzoni, C. R. et al. (2000): *Geography and Income Convergence among Brazilian States*, IADB, Latin American Research Network. Research network working paper n.º R-395, Mimeo, 30 págs.
- Azzoni, C. R., y Ferreira, D. A. (1998): «Competitividad regional y reconcentración industrial: el futuro de las desigualdades regionales en Brasil», en *EURE*, Vol. XXIV, n.º 73, pp. 81-111, Santiago de Chile.
- Bairoch, P. (1981): «The Main Trends in National Economic Disparities since the Industrial Revolution», pp. 3-17, en Bairoch, P. y Lévy-Leboyer, M., *Disparities in Economic Development since Industrial Revolution*, Macmillan.
- Barro, R. J. y Sala-I-Martin, X. (1995): *Economic Growth*, MacGraw-Hill, Inc.
- Birchenall Jiménez, J. A., y Murcia Guzmán, G. E. (1997): «Convergencia regional: una revisión del caso colombiano», *Desarrollo y Sociedad*, septiembre, n.º 40. CEDE. Universidad de los Andes, Bogotá, pp. 273-308.
- Bonet Morón, J., y Meisel Roca, A. (1999): *La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995*, Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, n.º 8. Centro de Estudios Económicos Regionales, Banco de la República, Cartagena de Indias, 63 págs.
- Cancado, R. P. (1999): «Migrações e Convergência no Brasil: 1960-91», *Revista Brasileira de Economia*, 53 (2), pp. 211-236, Río de Janeiro.
- Cárdenas, M.; Pontón, A., y Trujillo, J. P. (1993): «Convergencia y migraciones interdepartamentales en Colombia: 1950-1989», *Coyuntura Económica*, abril, vol. XXIII, n.º 1, Fedesarrollo, Bogotá, pp. 111-137.
- Cuadrado-Roura, J.R.; Mancha-Navarro, T., y Garrido-Yserte, R. (2002): «Regional Dynamics in the European Union: Winners and Losers». En Cuadrado-Roura, J.R. y Parellada, M, 2002, *Regional Convergence in the European Union. Facts, Prospects and Policies*, Springer.
- Cuervo, L. M. (2003): *Evolución reciente de las disparidades económicas territoriales en América Latina: estado del arte, recomendaciones de política y perspectivas de investigación*, Serie Gestión Pública n.º 41, ILPES, CEPAL, Naciones Unidas, noviembre, 110 págs.
- Diniz, C. C. (1995): *A Dinamica Regional Recente da Economia Brasileira e suas Perspectivas*, Instituto de Pesquisa Economica Aplicada, Texto para Discussao n.º 375, Mimeo, 39 págs.
- Escobal, J., y Torero, M. (2000): *Does Geography Explain Differences in Economic Growth in Peru?*, IADB, Latin American Research Network, Research Network Working Paper n.º R-404, 61 págs.
- Esquivel, G. (1999): «Convergencia Regional en México, 1940-1995», *El Trimestre Económico*, vol. 66 (4), n.º 264, octubre-diciembre, pp. 725-761.
- Esquivel, G. (2000): *Geografía y Desarrollo Económico en México*, BID, Red de Centros de Investigación, Research Network Working Paper n.º R-389, 49 págs.
- Fuentes, R. (1997): «Convergen las regiones en Chile? Una interpretación», pp. 171-196, En: Morandé, Felipe y Vergara, Rodrigo (Editores), *Análisis empírico del crecimiento en Chile*, Centro de Estudios Públicos. Programa de Postgrado en Economía. ILADES/Georgetown University, 249 págs.
- Martín, J. (1984): *Disparidades regionales y pobreza*, Documento CPRD-B/31, Programa de Capacitación, ILPES, CEPAL, Naciones Unidas.
- Messmacher Linartas, M. (2000): *Desigualdad Regional en México. El efecto TLCAN y otras Reformas Estructurales*, Documento de Investigación n.º 2000-4, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México, Mimeo, 25 págs.
- MIDEPLAN, Gobierno de Chile, 2001, *Pobreza, desigualdad y convergencia regional: un análisis para el período 1990-1998*, Unidad de Estudios Prospectivos, 109 págs.

- Morales, R. *et al.* (2000): *Bolivia: Geografía y Desarrollo Económico*, BID, Red de Centros de Investigación, Research Network Working paper n.º R-387, 59 págs.
- Morandé, F.; Soto, R., y Pincheira, P. (1997): «Achilles, the Tortoise, and Regional Growth in Chile», pp. 141-169. En Morandé, Felipe y Vergara, Rodrigo (Editores), *Análisis empírico del crecimiento en Chile*, Centro de Estudios Públicos. Programa de Postgrado en Economía. ILADES/Georgetown University, 249 págs.
- Odar Zagaceta, J. C. (2002): «Convergencia y polarización. El caso peruano: 1961-1996», *Estudios de Economía*, vol. 29, n.º 1, junio, pp. 47-70.
- O'Rourke, K. H. (2001): *Globalization and Inequality: Historical Trends*, Trinity College Dublin, CEPR and NBER, Mimeo, 40 págs.
- Quah, Danny T. (1995), *Empirics for Economic Growth and Convergence*, Discussion Paper Series NO.1140, Centre for Economic Policy Research, London.
- Urquiola, M. *et al.* (1999): *Geography and Development in Bolivia. Migration, Urban and Industrial Concentration, Welfare, and Convergence: 1950-1992*. A Study for the IADB, Universidad Católica Boliviana, 51 págs.
- Williamson, J.G. (1981): «Inequality and Regional Development: the View from America», pp. 373-391, en P. Bairoch y M. Lévy-Leboyer, *Disparities in Economic Development since Industrial Revolution*, Macmillan.