

Banco Central de Chile
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile
Working Papers

N° 313

Abril 2005

CONVERGENCIA REGIONAL EN CHILE: NUEVOS TESTS, VIEJOS RESULTADOS

Roberto Duncan

J. Rodrigo Fuentes

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: <http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.



BANCO CENTRAL DE CHILE

CENTRAL BANK OF CHILE

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile
Working Papers of the Central Bank of Chile
Agustinas 1180
Teléfono: (56-2) 6702475; Fax: (56-2) 6702231

CONVERGENCIA REGIONAL EN CHILE: NUEVOS TESTS, VIEJOS RESULTADOS

Roberto Duncan
The University of Wisconsin-Madison

J. Rodrigo Fuentes
Economista Senior
Gerencia de Investigación Económica
Banco Central de Chile

Resumen

Los tests tradicionales de convergencia evalúan implícitamente la hipótesis de raíz unitaria en las series de producto per cápita. A pesar que bajo la nula estos estadísticos no tienen distribuciones asintóticas ni valores críticos estándares, la gran mayoría de trabajos sobre el tema los emplean con los consiguientes problemas de inferencia. El objetivo del trabajo es determinar la existencia de convergencia en niveles en los PIB e ingresos de las regiones de Chile empleando no sólo la batería tradicional de tests (corte transversal y paneles de datos), sino fundamentalmente los más recientes tests de raíz unitaria para paneles y así poder hacer inferencia apropiadamente. Se analiza además convergencia en dispersión construyendo intervalos de confianza para la varianza de la producción e ingresos regionales y evaluando la presencia de asimetrías o formaciones de "clubes" regionales mediante un test no paramétrico de multimodalidad. Se concluye que: (1) la evidencia respalda la hipótesis de convergencia β absoluta, tanto en PIB como en ingresos; (2) las tasas de convergencia de ingresos son mayores a las del PIB, pero ambas son relativamente bajas comparadas con la evidencia internacional; (3) no obstante, la tasa de convergencia condicional se ve estadísticamente incrementada si se controla por participaciones sectoriales como minería; (4) a pesar que las distribuciones empíricas del PIB e ingresos muestran aparentes "clubes" regionales, estos hallazgos no son estadísticamente significativos; (5) se encuentra evidencia a favor de convergencia σ en PIB para el periodo 1960-2000, mientras que la dispersión de ingresos (estadísticamente) no ha cambiado durante el periodo 1987-2000.

Abstract

The traditional tests of convergence implicitly test the unit root hypothesis for per capita income series. Despite that under the null the statistics do not have standard asymptotic distributions, most papers on this topic use standard distributions to evaluate this hypothesis, with the corresponding wrong inference. The goal of this paper is to determine the existence of convergence in per capita GDP and per capita income across the regions of Chile using not only the traditional cross-section and panel tests, but also the recently developed test for panel data that allows making the correct inference. The tests also include confidence intervals for the variance of per capita GDP, to check convergence in standard deviation, and a multimodality test, to analyze the existence of convergence clubs. The main conclusions are: (1) there is evidence of absolute β convergence in per capita GDP and per capita income; (2) the convergence rate for income is higher than in GDP; however, both are low for international standards; (3) the convergence rate increases if the mining production share is included in the regression; (4) despite that the data seems to show the existence of convergence clubs, they are not statistically significant; (5) there is evidence of σ convergence in GDP over the 1960-2000 period, but not in per capita income for the period 1987-2000.

Agradecemos a Rómulo Chumacero, José de Gregorio y Pablo García por los comentarios a una versión inicial del trabajo y a Osvaldo Larrañaga, Jeanette Fuentes y Amalia Palma por proveer parte de los datos. Las opiniones expresadas en este artículo son exclusivamente de los autores y no representan necesariamente las del Banco Central de Chile o su consejo.
E-mails: duncantaraba@wisc.edu; rfuentes@bcentral.cl.

1. Introducción

Los tests tradicionales de convergencia evalúan implícitamente la hipótesis de raíz unitaria en las series de producto per cápita. A pesar que bajo la nula estos estadísticos no tienen distribuciones asintóticas ni valores críticos estándares, la gran mayoría de trabajos sobre el tema los emplean con los consiguientes problemas de inferencia. El objetivo del trabajo es determinar la existencia de convergencia de los PIB e ingresos de las regiones de Chile. El análisis se enmarca dentro de la teoría neoclásica del crecimiento económico que intenta explicar si las diferentes economías convergen a una distribución única de niveles de ingreso o producto per cápita. En nuestro análisis estas economías están constituidas por las 13 regiones de Chile.

Los primeros trabajos en analizar la dinámica de PIB per cápita regional en Chile encontraron que efectivamente existía convergencia en los niveles de PIB per cápita pero que la velocidad o tasa de convergencia no condicionada era relativamente lenta: 1.3% para el periodo 1960-1990 (Fuentes, 1997), y 1.2% para el periodo 1960-1992 (Morandé, Soto y Pincheira, 1997). Posteriores análisis (Anríquez y Fuentes, 2001), mostraron que la velocidad es mayor en ingresos (8.9%) que en PIB (1.3%), usando datos de la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) para el período 1987-1994. Estudios más recientes, han encontrado que esta tasa de convergencia fluctúa entre el 0.5% (Soto y Torche, 2004) y el 1% (Díaz y Meller, 2004). Por otro lado, son relativamente escasos los trabajos que encuentran divergencia entre las regiones chilenas. Existen algunos estudios que solamente encuentran convergencia en ciertos grupos o "clubes" de regiones: por ejemplo, que todas las regiones convergen excepto la metropolitana y la II (Díaz y Herrera, 1999) o que hay convergencia salvo en las regiones I, II y XII (Araya y Oyarzún, 2001).

Una de las críticas válidas al enfoque empírico empleado en la mayoría de los anteriores trabajos, es que al regresionar la tasa de crecimiento del PIB per cápita (expresado como el cambio del logaritmo del nivel) y su nivel inicial se está empleando el típico contraste de raíz unitaria (Dickey-Fuller Aumentado) para estimar coeficientes de velocidades de convergencia cuyo test t, bajo la hipótesis nula, no presenta una distribución estándar (véase Chumacero, 2002 y las referencias allí). Por consiguiente, hacer inferencia sobre la base de dichas regresiones usando los estadísticos tradicionales y valores críticos asociados puede llevar a resultados erróneos.

El presente trabajo se distingue de los anteriores en tres aspectos. En primer lugar, se analiza el crecimiento de la actividad regional empleando una base más actualizada de datos que

incluye, a diferencia de otros casos, el PIB regional, con cifras recientemente publicadas por el Banco Central, para el periodo 1960-2000 y las cifras de ingreso de hogares de la encuesta CASEN, entre 1987 y 2000. Así, se podrá capturar el reciente periodo (1997-2000) de fuertes turbulencias y crisis externas y observar sus potenciales efectos sobre la convergencia regional. En segundo lugar, se emplean recientes tests de raíz unitaria en paneles de datos para evaluar la hipótesis nula de ausencia de convergencia y evitar problemas de inferencia inadecuada como se mencionó anteriormente. A manera de contrastar los resultados partimos incluyendo estimaciones y pruebas de la hipótesis de convergencia usando las técnicas tradicionales de corte transversal y paneles de datos. En tercer lugar, se emplea un test no paramétrico de multimodalidad con el fin de evaluar la presencia de asimetrías o “clubes” regionales y así verificar si la aparente bimodalidad de las distribuciones empíricas es estadísticamente significativa.

El artículo tiene cinco partes. En la siguiente sección se explican breve e intuitivamente los conceptos de convergencia beta y sigma. La tercera sección describe la construcción, periodos, frecuencia y fuentes de los datos empleados en las estimaciones. La cuarta sección explica la estrategia empírica a seguir y muestra los principales resultados. Finalmente, la quinta presenta sucintamente las conclusiones del estudio.

2. La Teoría de Convergencia

El paradigma fundamental de la convergencia económica nace del modelo de Solow (1956) y Swan (1956), el que más tarde es formalizado en un contexto de optimización dinámica por Cass (1965) y Koopmans (1965). Como es sabido, este modelo predice que, dado un stock inicial de capital por trabajador, una economía converge a un equilibrio de largo plazo en el que el producto por trabajador crece a una tasa constante e igual a la tasa de cambio tecnológico. En la transición, esta economía crece por encima de esa tasa de largo plazo y se acerca asintóticamente a ella. De allí que una de las principales implicaciones de este modelo sea que el ingreso per cápita converge, en el largo plazo, a un mismo nivel para diferentes economías una vez que se consideran la tasa de ahorro, la tasa de depreciación y la tasa de crecimiento poblacional.

El concepto de convergencia también se relaciona con la idea de que la economía más pobre se va acercando a la más rica en la transición dinámica hacia el estado estacionario. En otras palabras, la economía más pobre crece más rápido que la economía rica. En el caso del modelo de crecimiento económico con optimización, la tasa de crecimiento de una economía es

función creciente de la diferencia entre el producto marginal del capital y la tasa de impaciencia intertemporal de los agentes. Es decir, aquellas economías cuya diferencia sea mayor crecen más rápido. En el caso de las economías pobres, estas tienen un menor capital y, por ende, una productividad marginal más alta que las economías más ricas. De esta forma, la tasa de crecimiento de la economía más pobre (o que se encuentra más lejos del estado estacionario) es mayor. A medida que acumulan capital la productividad marginal disminuye y, por consiguiente, también lo hace la tasa de crecimiento, hasta que finalmente se alcanza la tasa de crecimiento del progreso técnico.

Asociado a este modelo existen dos conceptos, la convergencia tipo beta (β) y la convergencia tipo sigma (σ)¹.

2.1. Convergencia β

Se dice que existe convergencia β cuando las economías más pobres, y por lo tanto, las más alejadas de su nivel de producto o ingreso de largo plazo (estado estacionario) crecen más rápido, de tal forma que alcanzan el nivel de producto de las economías más ricas². En otras palabras, se observa convergencia β cuando hay una relación negativa entre la tasa de crecimiento del producto o ingreso per cápita y el nivel inicial de dicho producto. Formalmente, ello implica encontrar un coeficiente negativo para β en una relación lineal entre la tasa de crecimiento y el nivel inicial del producto.

Un tema estrechamente ligado con la verificación de esta hipótesis, y necesario de abordar para el análisis empírico que mostraremos más adelante, es aquel que relaciona el tipo de modelo de crecimiento al tipo de proceso estocástico que subyace en las series de producto o ingreso. Como es sabido, la teoría moderna de crecimiento económico se puede dividir en dos enfoques, el de crecimiento exógeno y el de crecimiento endógeno. El enfoque usado en nuestro análisis, y por ende subyacente en la hipótesis de convergencia, es el de crecimiento exógeno. Según los modelos de crecimiento exógeno, si es que en el estado estacionario o largo plazo se observa crecimiento positivo, entonces este puede ser igual a la tasa de cambio tecnológico pero independiente de las decisiones de los agentes económicos, tales como sus preferencias y, en consecuencia, sus tasas de ahorro. En contraste, los modelos de crecimiento endógeno

¹ Ver Barro y Sala-i-Martin (1995).

consideran la posibilidad que los agentes puedan afectar la tasa de crecimiento de largo plazo a través de sus decisiones de ahorro. La principal implicancia para nuestro análisis es que los modelos de crecimiento exógeno predicen que cambios transitorios deben tener efectos también transitorios en el producto o ingreso, mientras que en los modelos de crecimiento endógeno, dichos cambios transitorios pueden tener efectos permanentes. Es decir, en general los modelos de crecimiento exógeno guardan coherencia con procesos estacionarios en tendencia, mientras que los de crecimiento endógeno son consistentes con procesos estacionarios en diferencia, caracterizados principalmente por procesos con raíz unitaria. Por consiguiente, evidencia que respalde la presencia de estacionariedad en tendencia en nuestras series de producto e ingreso es evidencia consistente con las predicciones del modelo de crecimiento exógeno que, a su vez, predice convergencia beta.

2.2. Convergencia σ

Por otra parte, se dice que existe convergencia σ cuando la dispersión del producto o del ingreso per cápita, medida a través de la varianza del mismo, disminuye con el paso del tiempo. Formalmente, se verifica convergencia σ cuando la varianza de los productos o ingresos per cápita regionales decrece de forma (estadísticamente) significativa entre el periodo inicial y el periodo final de la muestra. En un mundo sin shocks estocásticos, la idea implícita es la siguiente: en el momento inicial existe una elevada dispersión de los productos per cápita - debido a la diferencia entre regiones ricas y pobres- que se espera que sea menor hacia el final del proceso de convergencia al estado estacionario. Sin embargo, en un mundo en que las economías experimentan shocks estocásticos la varianza de los productos per cápita converge a la varianza de estado estacionario, que no es cero sino que es función de la varianza de los shocks.

Se puede verificar que la existencia de convergencia β es condición necesaria pero no suficiente para la existencia de convergencia σ . Así, es factible encontrar en la práctica que las economías o regiones más ricas crezcan menos que las más pobres pero que al final la dispersión permanezca invariable en el tiempo. Este sería el caso en el que las regiones que al principio eran relativamente pobres crecen más rápido que las ricas, de forma tal que al final las

² Para que ello se cumpla se asume que las preferencias (tasas de ahorro), la tecnología, la tasa de depreciación y el crecimiento de la población son iguales en ambas economías. Además es necesario que la función de producción presente rendimientos a escala constantes y cumpla con las condiciones de Inada (1963).

sobrepasan, haciendo que la dispersión de ingresos per cápita permanezca igual a la inicial. Por otro lado, al ser la convergencia β una condición necesaria, no es factible observar convergencia σ sin verificar convergencia β ³.

2.3. Convergencia Absoluta y Condicional

En el área empírica, otra dimensión en el análisis de convergencia económica es la distinción entre la convergencia de tipo absoluta (o incondicional) y la condicional. Se dice que hay convergencia absoluta cuando todas las economías convergen sin considerar factores propios de ellas (políticas económicas, tasa de inversión, composición productiva, etc.), es decir, las economías más pobres siempre crecen más rápido que las más ricas. Cabe señalar que implícitamente se requiere que la tasa de crecimiento de la población, los parámetros de preferencia y tecnología sean similares entre estas economías. En este sentido, también existe una condición para la convergencia.

Por el contrario, se habla de convergencia condicional cuando se encuentra una relación negativa entre tasa de crecimiento del producto per cápita y su nivel inicial una vez que se ha controlado por factores que condicionan el estado estacionario final. En otras palabras, las economías convergen sólo cuando se consideran los factores propios del estado estacionario hacia el cual se están moviendo.

³ Nótese que la convergencia σ implica que la varianza inicial converge a una final, la cual puede ser mayor o menor que la inicial, dependiendo si la dispersión de los productos per cápita iniciales es menor o mayor que la de estado estacionario, la cual es, a su vez, función de los shocks que experimentan las economías.

3. Los Datos

Para verificar la hipótesis de convergencia en PIB e ingresos en las trece regiones de Chile se utilizaron todos los datos disponibles a la fecha de cierre de este estudio.

3.1. PIB Per Cápita

Para el caso del producto regional, el periodo de análisis se inicia en el año 1960 y finaliza en el 2000. En el gráfico 1 se puede observar las trayectorias de los niveles de producto bruto real per cápita de cada región (expresados en logaritmo natural) durante el periodo de análisis.

Estas series se construyeron a partir de dos fuentes. La primera, en el numerador, es la estadística de PIB regional del Banco Central de Chile en millones de pesos del año 1986 para el periodo 1960-1996, y usando las tasas de crecimiento de la nueva serie que está en millones de pesos del año 1996, para el periodo restante, es decir, de 1997 al 2000⁴. La segunda fuente, en el denominador, la constituyen las estadísticas de población regional publicadas anualmente por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) sobre la base de los censos y estimaciones del propio instituto al 30 de junio de cada año.

<insertar gráfico 1>

3.2. Ingreso Per Cápita

En el caso de los ingresos per cápita, el periodo de análisis se ve significativamente reducido dada la disponibilidad de datos. Se emplearon las series de ingresos promedio del hogar de cada región a noviembre de los años 1987, 1990, 1992, 1994, 1996, 1998 y 2000, según las encuestas CASEN que lleva acabo el Departamento de Información Social del Ministerio de Planificación y Cooperación (MIDEPLAN). Contando también con el número de hogares por cada región en cada encuesta y la población regional, se calculó el ingreso per cápita nominal por región. Para expresar estas series en términos reales se construyeron índices de precios por región ponderando precios de alimentos de una canasta de 35 productos, a partir de información

⁴ Cabe mencionar que este cambio de base en la serie del PIB regional fue considerado en las estimaciones de convergencia cuyos resultados se presentarán más adelante.

provista por el INE⁵. El gráfico 2 muestra las trayectorias de los ingresos per cápita de cada región durante el periodo disponible.

<insertar gráfico 2>

4. Estrategia Empírica y Resultados

Siguiendo el esquema de presentación anterior, primero mostraremos los tests empíricos y sus respectivos resultados para el caso de convergencia β , tanto para el PIB como para los ingresos regionales, y finalmente para el caso de convergencia σ .

4.1. Convergencia β en el PIB Regional

La primera hipótesis a verificar es si existe entre las regiones de Chile convergencia absoluta en niveles de producto, es decir, convergencia β . Con el fin de presentar estimaciones robustas y obtener conclusiones lo más sólidas posibles, se realizarán, tanto para las series de PIB como de ingresos, los típicos tests de convergencia a través de regresiones de corte transversal y panel de datos tipo *pool* y, además aplicaremos recientes tests de raíz unitaria en paneles de datos para así poder realizar inferencia adecuada sobre la hipótesis de interés.

Tests Tradicionales de Convergencia

Las regresiones más usadas en los estudios de crecimiento son las de corte transversal⁶. La idea básica es estimar los coeficientes de la siguiente ecuación y evaluar la hipótesis nula de divergencia, es decir que $\beta=0$ (frente a la alternativa de convergencia, cuando $\beta \in (-1, 0)$):

$$\frac{y_{i,T} - y_{i,0}}{T} = \alpha + \beta y_{i,0} + u_{i0}, \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

⁵ Se consideraron los precios al por menor de 35 productos alimenticios de las ciudades capitales de cada región para los años de las encuestas mencionados. Se construyeron índices promediando dichos precios con las ponderaciones de la canasta del IPC con año base 1998. Para hacer comparables los ingresos en el tiempo y entre regiones, no solo se consideraron las variaciones de precios entre periodos sino también se ajustaron respecto al índice de la Región Metropolitana.

⁶ Ver, por ejemplo, Baumol (1986).

donde y es el logaritmo natural del producto o ingreso, T denota el número de periodos, α es una constante (que captura de alguna manera el estado estacionario de las regiones), β captura la tasa o velocidad de convergencia y u es un término de perturbación. Nótese que aquí solo se considera la tasa de crecimiento del producto en todo el periodo de análisis (entre $t=0$ y $t=T$)⁷.

La primera evidencia a favor de esta hipótesis se puede ver en el gráfico 3. Allí se aprecia la relación negativa entre la tasa de crecimiento (entre 1960 y el 2000) y el nivel inicial del PIB per cápita regional (en 1960). El coeficiente estimado en esta regresión es negativo, tal como se esperaba, estadísticamente significativo⁸, y exhibe una tasa de convergencia del 0.72% (ver cuadro 1a). Con el fin de tener una idea de la rapidez (en años) con la cual se realiza esta convergencia se calculó la vida media del cierre de la brecha entre los PIB per cápita de las las regiones relativamente más pobres y las más ricas. En este caso, la tasa de convergencia hallada implica que la mitad de la brecha se debería cerrar en 96.8 años (ver cuadro 1a).

<insertar gráfico 3>

<insertar cuadro 1a>

Sin embargo, una limitación de este enfoque para poder hacer inferencia lo suficientemente válida es la escasez de observaciones (solo trece, el número de regiones), más aún considerando que el número de regiones de un país siempre es pequeño y finito. Así, una manera alternativa, propuesta en la literatura⁹, es verificar la hipótesis de convergencia β a través de la técnica de paneles de datos estimando una ecuación similar a la anterior:

$$\frac{y_{i,t} - y_{i,t-1}}{T} = \alpha + \beta y_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (2)$$

Una de las ventajas de esta técnica es el aprovechamiento no solo de la dimensión transversal sino también de la temporal¹⁰, para así obtener mayores grados de libertad.

Para el caso de convergencia absoluta optamos por usar un panel tipo *pool* en lugar de efectos fijos o aleatorios, principalmente porque asumir efectos idiosincrásicos no observables (sean fijos o estocásticos) sería equivalente a asumir que los productos o ingresos de cada región convergen a distintos estados estacionarios, o que convergen condicional a que se controla por

⁷ Estrictamente hablando, se debería estimar la versión no lineal de (1), no obstante, se opta por esta especificación más simple porque los resultados econométricos son muy similares y además dicha especificación permite usar tests de raíz unitaria para paneles como se explicará más adelante.

⁸ Se usó la matriz de varianzas y covarianzas de White (1980) para evitar problemas de inferencia ante la probable presencia de errores heterocedásticos.

⁹ Ver, por ejemplo, Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992).

componentes exógenos propios de cada región, lo que hace que esta alternativa sea particularmente válida cuando se trata de convergencia condicional, tema a ser tratado más adelante. De otro lado, sí se incluirán efectos temporales, comunes a todas las regiones, básicamente con el fin de poder controlar los potenciales efectos del cambio de base de las series de PIB regionales en 1997 y de las metodologías en las diferentes encuestas CASEN. Cabe indicar que la inclusión de efectos temporales no invalida la hipótesis de convergencia absoluta en tanto esta es consistente con que las series sean estacionarias en tendencia, lo que a su vez guarda coherencia con el tipo de modelo de crecimiento que estamos empleando, tal como se explicó en la sección 2.1.

De esta forma, si estimamos los coeficientes que relacionan la tasa de crecimiento por décadas o quinquenios con los niveles de producto iniciales respectivos, se obtienen valores de -0.74 y -0.85 por ciento, respectivamente (ver cuadro 1a). Una vez más aparecen valores negativos y estadísticamente significativos¹¹ que indicarían que estamos frente a un proceso de convergencia regional en el PIB per cápita. En este caso, la mitad de la brecha debería cerrarse entre 81 y 94 años aproximadamente.

Si bien los valores estimados para el coeficiente de convergencia del PIB, cercanos a -1%, están por debajo de los niveles encontrados tanto en los primeros trabajos de convergencia regional en Chile¹² como en países desarrollados (alrededor del 2%¹³), estos son similares a los hallados en trabajos más recientes (cercanos al 1% en Díaz y Meller, 2004; y cercanos al 0.5% en Soto y Torche, 2004). Ello indicaría que, si bien hay convergencia en PIB per cápita, ésta se ha hecho algo más lenta en los últimos años.

Tests de Raíz Unitaria

Una crítica válida al enfoque¹⁴ de regresiones entre tasa de crecimiento del PIB per cápita y el PIB per cápita inicial es que, bajo la hipótesis nula ($\beta=0$), el test realizado no presenta una distribución estándar y, por consiguiente, hacer una comparación usando los estadísticos tradicionales y valores críticos asociados puede llevar a resultados erróneos. En

¹⁰ Si el panel es de décadas, el número de observaciones temporales efectivas es cuatro, mientras que si es por quinquenios es ocho.

¹¹ Se usó la matriz de varianzas y covarianzas de White (1980).

¹² Ver Fuentes (1997), Morandé, Soto y Pincheira (1997).

¹³ Por ejemplo, en países como Reino Unido (3%), Japón (1,9%), EE.UU. (1,7%), Francia (1,6%), Alemania (1,4%), entre otros (ver Barro y Sala-i-Martin, 1991, 1992).

¹⁴ Ver, por ejemplo, Evans (1998), Phillips y Sul (2003), Cheung y Pascual (2004).

definitiva, el test en cuestión no se distribuye t-student bajo la hipótesis nula y constituye un test de raíz unitaria tipo Dickey-Fuller Aumentado para paneles de datos, similar a la ecuación (2)¹⁵:

$$\Delta y_{i,t} = \delta + \alpha y_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (3)$$

Una posibilidad, entonces, es examinar si cada serie de PIB (o ingreso) regional presenta una raíz unitaria por separado, pero tal procedimiento adolece de serios problemas de poder¹⁶. Así, la alternativa más adecuada es realizar un test de raíz unitaria para el panel de datos.

La variedad de test de raíz unitaria en paneles se ha ampliado en los últimos años, por lo que aplicaremos solamente los más recientes para contrastar los resultados anteriores y en la medida que el test se adapte a los requerimientos de nuestra hipótesis. En consecuencia, aplicaremos los tests de Levin, Lee y Chu (2002); Breitung (2000); Fisher-Dickey-Fuller Aumentado y Fisher-Phillips-Perron propuestos por Maddala y Wu (1999) y Choi (2001)¹⁷, respectivamente. Una vez más, la hipótesis nula de estos tests es que existe raíz unitaria ($\alpha=0$, sin incluir efectos fijos ni tendencia), vale decir, que no hay convergencia¹⁸. A fin de contrastar la robustez de los resultados, se realizarán estos cuatro tests considerando en cada caso dos criterios de información para la elección de rezagos (Schwarz y Hannan-Quinn) y usando paneles de 5 y 10 años.

Cabe señalar que, previo a la aplicación de tests, se removieron efectos temporales de las series básicamente por dos razones. La primera, que se mencionó anteriormente, tiene por fin controlar efectos en las series por cambio de año base, hecho que no se puede llevar a cabo adecuadamente cuando se realizan los tests de raíz unitaria. La segunda responde a que, en general, los tests de raíz unitaria para paneles están contruidos bajo el supuesto de no correlación transversal de los errores. De esta forma, para evitar pérdida drásticas de poder por dicha autocorrelación se remueven efectos (fijos) temporales comunes a las regiones (mas no idiosincrásicos)¹⁹.

¹⁵ Sin pérdida de generalidad, asuma en la ecuación (2) que $T=1$.

¹⁶ Considere que para el PIB hay solo 40 años (u observaciones temporales) y para ingresos apenas 13 años (con 7 observaciones temporales).

¹⁷ Las características particulares de estos tests se describen brevemente en el apéndice A.

¹⁸ Estos tests están diseñados de tal forma que permiten evaluar la hipótesis de convergencia absoluta, a diferencia de otras alternativas como Im, Pesaran y Shin (2003) o Hadri (2000) que no permiten la exclusión de efectos fijos bajo la hipótesis nula. Incluir efectos fijos u otras variables dependientes en el modelo (ecuación 3) nos llevaría en realidad a evaluar la hipótesis de convergencia condicional.

¹⁹ Este es un procedimiento también seguido por otros autores anteriormente (ver Canning, 1999; Im,

Realizadas las pruebas, se observa que de los cuatro tests de raíz unitaria, tres de ellos rechazan la hipótesis de raíz unitaria o no convergencia (equivalentemente, no es posible descartar convergencia), tanto en el caso de datos quinquenales como por décadas, usando ambos criterios de elección de rezagos (ver cuadro 1b). Es decir, una vez más, la evidencia empírica se inclina hacia la validación de la convergencia absoluta en PIB per cápita en las regiones de Chile.

<insertar cuadro 1b>

4.2. Convergencia β en Ingresos Regionales

Siguiendo la misma estrategia empírica que en la sección anterior, se analizaron los datos de ingresos per cápita regionales.

Tests Tradicionales de Convergencia

Si bien la relación entre la tasa de crecimiento entre 1987 y el 2000 y el nivel de ingreso inicial (del año 1987) es negativa, como lo muestra el gráfico 4, con un coeficiente cercano a -0.015, ella no es estadísticamente significativa a niveles convencionales (ver cuadro 2a). Es decir, las estimaciones de corte transversal no entregan una clara evidencia de convergencia en ingresos.

<insertar gráfico 4>

<insertar cuadro 2a>

No obstante, las estimaciones vía panel de datos, que incorporan más información (mayor número de observaciones) al considerar la dimensión temporal, arrojan evidencia a favor de la hipótesis en estudio. Tanto las estimaciones con frecuencia bianuales como las realizadas en periodos de cuatro años validan la hipótesis de convergencia, incluso con tasas o velocidades mayores a las halladas con estimaciones de PIB²⁰: -0.078 y -0.038, respectivamente (ver cuadro 2a). Estas tasas de convergencia implican que la mitad de la brecha entre regiones pobres y ricas se cerraría en 18 y 9 años, respectivamente.

Pesaran y Shin, 2003).

²⁰ Recordemos que Anríquez y Fuentes (2001) encuentran tasas de convergencia del PIB algo mayores al 2% y tasas de convergencia de ingresos cercanas al 9%, para el período 1987-1994. Asimismo, si se reproducen las regresiones con PIB, del cuadro 1a, para el periodo 1987-2000 se sigue manteniendo que las tasas de convergencia son mayores en ingresos. Regresiones disponibles a solicitud del interesado.

Tests de Raíz Unitaria

Análogamente, se aplica la misma batería de tests de raíz unitaria a los datos de ingreso per cápita y se obtienen resultados similares a los del PIB. Para datos a 2 años, solamente el test de Breitung no apoya la hipótesis de convergencia, a pesar que su probabilidad (*p-value*) no es muy elevada (15%-16%) para el tamaño de la muestra utilizada. Para datos a 4 años, los tests de Breitung y Fisher-PP no validan la hipótesis de convergencia, aunque en este último caso solo con probabilidad ligeramente superior al 10% (ver cuadro 2b). Dada la baja potencia de este tipo de tests con muestras tan pequeñas como la empleada en esta sección, es destacable haber podido en general rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, lo que convalida los resultados hallados. De esta forma, la idea de convergencia en ingresos per cápita resulta también, en general, ser validada bajo este enfoque.

<insertar cuadro 2b>

4.3. Convergencia β Condicional

Con el fin de completar el análisis de sensibilidad, se realizaron tests de convergencia β condicional. Es decir, se realizaron pruebas similares a las anteriores para todo el periodo 1960-2000 incorporando, cuando fuese factible, variables explicativas que permitan aproximar los potencialmente distintos estados estacionarios de cada región. En este caso se pudieron realizar tests de panel de datos²¹ pero ahora incorporando efectos fijos a cada región y otras variables explicativas (como estructura productiva²² y educación²³) a fin de capturar efectos idiosincrásicos que puedan estar afectando la convergencia de las regiones.

Los resultados apoyan la existencia de convergencia condicional del PIB. La diferencia en este caso radica en el hallazgo de tasas mayores a las de convergencia absoluta. Así, para el panel de PIB de 10 años se encontró un coeficiente de -0.014, lo que significa que la mitad de la brecha se cerraría en 72 años (ver cuadro 3).

<insertar cuadro 3>

²¹ Dado que no es factible realizar tests de raíz unitaria incluyendo otras variables dependientes que no sean tendencias o efectos fijos.

²² Medida como el porcentaje del sector minero de la región *i* sobre el PIB total de región *i*.

²³ Medida a través de los años promedio de escolaridad de la fuerza laboral de cada región.

En resumen, la evidencia empírica respalda mayoritariamente la hipótesis de convergencia β tanto en PIB como en ingresos per cápita, mostrando tasas de convergencia mayores en el caso condicional.

4.4. Convergencia σ en el PIB Regional

Como mencionamos en la segunda sección, un tipo de convergencia también relevante es la convergencia σ . Hemos podido comprobar que, en general, la evidencia es clara en apoyar la convergencia β en PIB e ingresos, requisito necesario pero no suficiente para la existencia de convergencia σ . Por lo tanto, se requiere ahora analizar el comportamiento de la dispersión de los indicadores de productos e ingreso a través del tiempo.

Un primer indicio de convergencia σ en el PIB se puede observar en el gráfico 1. A simple vista, se puede confirmar que en el 2000, último año disponible, hay una menor dispersión de las series de PIB per cápita entre las regiones que la observada en 1960. Más aún, como se aprecia en el cuadro 4, la diferencia entre los productos per cápita mínimos y máximos se ha hecho más estrecha en los últimos años a diferencia de la década de los sesenta.

<insertar cuadro 4>

Una verificación de convergencia σ , usualmente empleada en la literatura, consiste en construir la varianza del logaritmo de los PIB regionales y observar su evolución en el tiempo. Como se explicó en la segunda sección, si la varianza ha decrecido durante el periodo de análisis entonces se puede afirmar que hay evidencia a favor de la convergencia tipo σ .

Como se aprecia en el gráfico 5, si bien la varianza de los PIB regionales muestra ciertas fluctuaciones, en general, presenta una trayectoria decreciente. Con el fin de verificar esta afirmación y en contraste con anteriores estudios, construimos un intervalo de confianza para el estimador muestral de la varianza. Así, es posible comprobar que la varianza en 1960 (0.37) es estadísticamente mayor a la del 2000 (0.25), vale decir, el valor final de la varianza en el 2000 no cae dentro del intervalo de confianza inicial, el construido para 1960²⁴.

<insertar gráfico 5>

Otra manera de analizar la dispersión de los PIB regionales es a través de la estimación de sus distribuciones empíricas en cada año y la observación de su comportamiento en el

²⁴ Dado que se verificó que el estadístico en cuestión se distribuye normal, se usó +/- 2 desviaciones estándares del mismo para la construcción de su intervalo de confianza.

tiempo²⁵. Esto se realiza mediante estimaciones (no paramétricas) de densidad kernel de las distribuciones de las series. La más simple estimación de densidad de una distribución es su histograma. En pocas palabras, la función kernel es la función que ponderando determina la forma cómo las barras de ese histograma se suavizan y se hacen continuas, a fin de poder observar una distribución de densidad de los datos²⁶.

El gráfico 6 muestra la distribución del PIB regional cada cinco años desde 1965. Como se puede apreciar, en el año 1965 se parte con una distribución prácticamente unimodal con alta volatilidad, que se mantiene hasta el año 1980 (para confirmarlo ver cuadro 4). A partir de entonces y hasta 1990, vale decir, básicamente el periodo de aplicación de las reformas económicas en Chile, se nota la aparición de una distribución bimodal o “clubes”, tal como se denomina en la literatura de crecimiento²⁷. En otras palabras, durante dicho periodo parecería estarse dando una suerte de convergencia transitoria entre grupos de regiones pero no en todas ellas conjuntamente. No obstante, es importante remarcar que esta particularidades desaparecen en la década de los noventa (ver gráfico 6).

<insertar gráfico 6>

Con el fin de verificar este fenómeno se realizaron tests no paramétricos de multimodalidad (ver Bianchi, 1997)²⁸ a la serie del PIB per cápita para determinar si dichas aparentes asimetrías son estadísticamente significativas. Se consideraron también las series expresadas en términos relativos al total del PIB del país con el objetivo de observar la robustez de los hallazgos. Los resultados de este test (valores de los estadísticos y probabilidades respectivas) se muestran en el cuadro 5. Bajo la hipótesis nula, la distribución empírica de la serie tiene m modas. Así, se puede ver que en el caso de la serie expresada en logaritmos –que es la principal serie bajo estudio– el test concluye que no se puede rechazar la hipótesis nula de unimodalidad a niveles convencionales de significancia y para todo el periodo de análisis. Los resultados son similares para los casos del PIB en términos relativos, a excepción de los años 1960 y 1965. Es decir, en general no hay evidencia estadística a favor de la formación de clubes de convergencia en Chile.

<insertar cuadro 5>

²⁵ Ver, por ejemplo, Quah (1996a, 1997).

²⁶ Se usaron aproximaciones Normales dado que el test Jarque-Bera arroja una alta probabilidad a favor de ello (ver cuadro 4), no obstante, los resultados no varían sensiblemente con otras distribuciones. Se usó como escenario base el parámetro de suavizamiento (h) según la técnica de Silverman (1986).

²⁷ Ver por ejemplo Baumol (1986), Quah (1996a,b,c).

²⁸ Una breve descripción del test y de la estrategia empírica seguida se presentan en el apéndice B.

4.5. Convergencia σ en Ingresos Regionales

Contrariamente a lo encontrado en el caso del PIB, la convergencia σ a nivel de ingresos regionales no parece haber mostrado mayor cambio en el periodo 1987-2000. Como se puede ver en el gráfico 7, la varianza de los ingresos regionales, a pesar de haberse reducido a inicios de los noventa, ha aumentado en general, pero no significativamente. La evolución de otros estadísticos como la diferencia entre valores máximos y mínimos apuntan también en esa dirección (ver cuadro 6). Sin embargo, cuando se consideran los intervalos de confianza (± 2 desviaciones estándares) se puede comprobar que el valor de la varianza hacia el final del periodo (año 2000) no es estadísticamente distinta que el inicial (año 1987), lo que indicaría que si bien en dicho periodo no hay convergencia σ , tampoco hay un proceso de divergencia que contradiga los resultados encontrados para el caso del PIB regional. Es muy importante resaltar que este comportamiento es sumamente similar al mostrado por la varianza de los PIB regionales para el mismo periodo (ver gráfico 5), lo que indicaría la consistencia de los resultados hallados.

<insertar gráfico 7>

<insertar cuadro 6>

Cuando se calculan las distribuciones empíricas mediante el estimador kernel, se observa también la aparición de supuestos clubes de regiones en distribuciones bimodales y con elevada dispersión, especialmente en 1998 (ver gráfico 8), pero que tienden a desaparecer en el 2000.

<insertar gráfico 8>

La aplicación del test de multimodalidad revela también aquí que la aparente bimodalidad de la distribución de ingresos regionales no es en realidad estadísticamente significativa (ver cuadro 7). Bajo la hipótesis nula de unimodalidad, los valores de los estadísticos y las probabilidades son tales que permiten descartar la idea de multimodalidad en la densidad estimada de las series a niveles estándares de significancia entre 1990 y el 2000. Más aún, en el caso de la serie expresada en términos relativos, no es posible rechazar la unimodalidad de la serie incluso desde 1987, hecho que guarda coherencia con los resultados del mismo test aplicado para la serie del PIB.

<insertar cuadro 7>

5. Conclusiones

La evidencia empírica para el periodo 1960-2000 en Chile se inclina a respaldar la hipótesis de convergencia en el PIB per cápita regional, tanto del tipo β (en niveles) como σ (en dispersión).

Los tests de raíz unitaria empleados rechazan mayoritariamente la presencia de procesos con tendencia estocástica en favor de procesos con tendencia determinística (estacionarios en tendencia). Es decir, la evidencia guarda relación estrecha con la hipótesis de crecimiento exógeno y la presencia de convergencia en las series regionales de PIB e ingresos per cápita.

Sin embargo, este hallazgo –también verificado mediante tests tradicionales de convergencia con paneles y corte transversal– va acompañado de velocidades de convergencia lentas, en comparación a la evidencia internacional, ligeramente menores al 1%. Ello implica que los periodos de cierre de la mitad de la brecha entre regiones relativamente pobres y ricas fluctúan entre 81 y 96 años.

No obstante, al analizar la convergencia condicional se encuentra que la velocidad aumenta a un rango entre 1.4% y 5.2% (con periodos de cierre de brecha entre 72 y 13 años), cuando se controla por la participación sectorial de la minería. Esto parece consistente con la idea de que las regiones convergen a su propio estado estacionario. Cabe agregar que variables como la educación promedio de la fuerza laboral no parecen ser buenas aproximaciones para caracterizar dichos estados estacionarios ya que resultaron no significativas estadísticamente.

El análisis de la convergencia σ o en varianzas de los PIB per cápita regionales muestra que para el período completo la varianza ha mostrado una disminución estadísticamente significativa. Sin embargo, este descenso no ha sido constante, sino que ha tenido períodos donde dicho estimador ha aumentado en forma notable. La volatilidad de este indicador coincide con el período de las reformas estructurales, la crisis de los ochenta y las crisis internacionales recientes desde la asiática. Por otro lado, si bien las distribuciones empíricas de PIB per capita muestra, a primera vista, bimodalidades o posibles clubes de convergencia, estas son mayoritariamente descartadas mediante tests de multimodalidad.

En cuanto a los ingresos per cápita, si bien los resultados de convergencia son relativamente favorables hacia la convergencia β , no se observa una reducción estadísticamente significativa de su dispersión. Debido al corto lapso de la muestra de ingresos, este comportamiento es sumamente similar al mostrado por la varianza de los PIB regionales para el mismo periodo, lo que indicaría la consistencia de los hallazgos. Por otro lado, la aplicación del

test de multimodalidad revela también aquí que las aparentes asimetrías o bimodalidades de la distribución de ingresos regionales no son en realidad estadísticamente significativas.

Apéndice A Tests de Raíz Unitaria Empleados²⁹

Levin, Lin y Chu (2002)

Este test asume que hay un proceso de raíz unitaria común a las series y considera la especificación estándar de un Dickey-Fuller Aumentado (DFA) pero aplicado al caso de un panel de datos:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \delta X + v_{i,t} \quad (A1)$$

donde se supone que α es un coeficiente común a las series, pero se permite diferentes órdenes de rezago (p_i) de Δy_{it} en el corte transversal; y X es un vector de variables determinísticas (por ejemplo, dummies de estacionalidad o tendencias). La hipótesis a evaluar es:

$H_0: \alpha=0$, frente a

$H_1: \alpha < 0$ (que la serie sea débilmente estacionaria o estacionaria en tendencia).

En líneas generales, las etapas que sigue el test son:

(i) Estimar las regresiones DFA (como en A1) para cada región, obtener el número de rezagos óptimo (p_i) usando tests t , y estimar dos regresiones auxiliares para generar residuos ortogonales. Estas últimas surgen de regresionar Δy_{it} e y_{it-1} contra y_{it-L} (donde $L=1, \dots, p_i$) y las variables determinísticas adecuadas (X). La idea aquí es generar aproximaciones a las variables Δy_{it} e y_{it-1} que sean libres de autocorrelación, supuesto sobre el cual se construye el test.

(ii) Recobrar los residuos correspondientes a dichas regresiones y normalizarlos dividiéndolos por el error estándar de la regresión A1 (denotarlos como Δy^* e y^*).

(iii) Usar dichas aproximaciones para obtener estimadores de α en la siguiente especificación:

$$\Delta y_{i,t}^* = \alpha y_{i,t-1}^* + u_{i,t} \quad (A2)$$

(iv) Finalmente, construir un estadístico t modificado que se distribuirá asintóticamente Normal estándar y comparar con los valores críticos pertinentes. Es decir, construir:

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{std(\hat{\alpha})}, \text{ donde}$$

$$std(\hat{\alpha}) = \hat{\sigma}_{\tilde{\epsilon}} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T (y_{i,t-1}^*)^2 \right]^{-1/2}, \text{ y}$$

$$\hat{\sigma}_{\tilde{\epsilon}} = \left[\frac{1}{N(T - \bar{p} - 1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T (\Delta y_{i,t}^* - \hat{\alpha} y_{i,t-1}^*)^2 \right], \text{ con } \bar{p} = \left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^N p_i, \text{ y } \hat{\alpha} \text{ es el estimador de la especificación A2.}$$

²⁹ Para mayor detalle de los tests descritos en este apéndice, se sugiere ver los trabajos originales citados.

Breitung (2000)

Al igual que el test anterior, asume la presencia de un único proceso no estacionario en las series y construye un estadístico t modificado que se distribuye asintóticamente Normal estándar. Este test se diferencia del anterior básicamente en dos aspectos. Primero, en la etapa (i) de su ejecución sólo remueve el componente autorregresivo (no el determinístico). Segundo, las (nuevas) aproximaciones son transformadas y sus tendencias extraídas. El resto de particularidades e hipótesis nula son las mismas que en el test de Levin, Lin y Chu (2002).

Fisher-DFA y PP

Estos tests fueron propuestos por Maddala y Wu (1999) y Choi (2001). En contraste con los anteriores, estos tests permiten la presencia de procesos de raíz unitaria individuales. Es decir, se regresiona la ecuación (A1) para cada serie pero ahora se evalúa:

$H_0: \alpha_i=0, \forall i$ (todas las series presentan raíz unitaria, o sea, todos los coeficientes de persistencia son los mismos e iguales a cero); frente a
 $H_1: \alpha_i=0, \forall i=1,2,\dots,N_1; \alpha_i<0, \forall i=N+1,N+2,\dots,N$ (una fracción del total de series es estacionaria).

En particular, los tests Fisher-DFA y PP emplean los p -values (π_i) de los tests Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron, respectivamente, aplicados a cada serie para construir un test que bajo la nula se distribuye asintóticamente Chi Cuadrado con $2N$ grados de libertad (donde N , en este caso, es el número de regiones):

$$-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi_{2N}^2 \quad (A3)$$

Asimismo, Choi (2001) demostró que

$$\frac{\sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(\pi_i)}{\sqrt{N}} \rightarrow N(0,1) \quad (A4)$$

donde Φ^{-1} es la inversa de la función de distribución acumulada de una normal estándar.

En todos los casos es necesario especificar el número de rezagos del test y en los casos del Levin, Lin y Chu (2002) y Fisher-PP es necesario además especificar el método de kernel y la selección de ancho de banda para la estimación espectral a frecuencia cero.

Apéndice B Test de Multimodalidad

Este es un test no paramétrico de multimodalidad propuesto por Bianchi (1997). El contraste se basa en la estimación de la función de densidad de los datos por método de kernels y en la verificación del número de grupos (“clubes”, para el caso de convergencia económica) dentro de una misma distribución usando la técnica del bootstrap.

El concepto clave en la estimación de la función de densidad ($f(x)$) es el de ancho de banda (*bandwith*) crítico propuesto por Silverman (1981, 1986). En presencia de m clubes de regiones (por ejemplo, $m=2$, regiones ricas y regiones pobres), la $f(x)$ de los datos es una mezcla (*mixture*) de distribuciones definidas por:

$$f(x) = \sum_{j=0}^{m-1} p_j \cdot g_j(x; \mu_j, \sigma_j^2)$$

donde cada p_j es la proporción de cada densidad particular, con $\sum p_j = 1$, y g_j son las densidades, con primer y segundo momentos μ_j y σ_j^2 , respectivamente. Por ejemplo, si se asume que los clubes se distribuyen normal, g se definiría como:

$$g_j(x; \mu_j, \sigma_j^2) = (\sigma_j^2 \sqrt{2\pi})^{-1} \exp\left[-(x - \mu_j)^2 / (2\sigma_j^2)\right]$$

Un ancho de banda crítico h_m es definido como el valor h mínimo que genera una densidad con a lo más m modas, lo que implica que para todo $h < h_m$ la función de densidad estimada tiene al menos $m+1$ modas. De allí la idea de usar h_m como estadístico para evaluar:

$$\begin{aligned} H_0: f(x) \text{ de los PIB o ingresos regionales tiene } m \text{ modas, frente a} \\ H_1: f(x) \text{ tiene más de } m \text{ modas.} \end{aligned}$$

Así, un valor elevado de h_m indicaría la presencia de más de m modas, rechazando la hipótesis nula. El valor que se considera como “elevado” es determinado por el bootstrap (ver Silverman, 1981, 1986; Efron y Tibshirani, 1993).

En líneas generales, los pasos a seguir en la implementación del test son los siguientes:

(i) A partir de los datos, generar un número B de muestras (denotadas x^*) de tamaño n mediante un bootstrap y usando la ecuación:

$$x_i^* = \bar{y}^* + \left(1 + \frac{\hat{h}_m^2}{\hat{\sigma}^2}\right)^{-1/2} (y_i^* - \bar{y}^* + \hat{h}_m e_i) \quad i = 1, \dots, n$$

donde: y^* es un vector $n \times 1$ obtenido de muestras con reemplazo de los datos originales (x); \bar{y}^* es su respectiva media, $\hat{\sigma}^2$ es la varianza muestral de x , e_i son variables Normales estándares generadas por computador y \hat{h}_m es el estimador del ancho de banda crítico.

(ii) Para cada muestra del bootstrap (x^*) calcular el estadístico del test definido como el ancho de banda crítico consistente con una distribución de m modas (m -modalidad) y denotado por \hat{h}_m^* . Denotar los valores de \hat{h}_m^* como $\hat{h}_m^*(1), \hat{h}_m^*(2), \dots, \hat{h}_m^*(B)$.

(iii) Obtener un estimado del nivel de significancia alcanzado (NSA) del test y definido como $NSA_m = \#\{\hat{h}_m^*(b) \geq \hat{h}_m\} / B$.

(iv) Se rechaza la hipótesis nula de m modas en la densidad siempre que NSA_m sea mayor que los niveles estándares de significancia (10%, 5%, 1%).

La estrategia seguida se resume en utilizar esta rutina y aplicar el test empezando con la hipótesis nula de $m=1$ modas. Si ésta no es rechazada entonces se termina la evaluación de multimodalidad. Si por el contrario la hipótesis nula es rechazada entonces se procede a evaluar una nueva hipótesis nula de $m+1$ modas, y así sucesivamente hasta no rechazar la nueva hipótesis.

Referencias

- Andrews, D. 1991. "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation". *Econometrica* 59: 817-58.
- Anríquez, G. y R. Fuentes. 2001. "Convergencia de producto e ingreso de las regiones en Chile: Una interpretación". En *Convergencia Económica e Integración, La Experiencia en Europa y América Latina*, editado por T. Mancha y D. Sotelsek. Ediciones Piramide, Madrid.
- Araya, I. y C. Oyarzún. 2001. "Long run dynamics of regional growth in Chile". *Revista Estudios de Economía*, 28(1): 69-78.
- Barro, R. y X. Sala-i-Martin. 1991. "Convergence across States and Regions". *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 107-182.
- _____. 1992. "Convergence". *Journal of Political Economy* 100(2).
- _____. 1995. *Economic Growth*. McGraw-Hill Advanced Series in Economics.
- Baumol, W. 1986. "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show". *American Economic Review* 76(5).
- Bianchi, M. 1997. "Testing for Convergence: Evidence from Non-Parametric Multimodality Tests". *Journal of Applied Econometrics*, 12, p.393-409.
- Brasili, C., y L. Gutiérrez. 2004. "Regional Convergence across European Union". Mimeo.
- Breitung, J. 2000. "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data", en B. Baltagi (ed.), *Advances in Econometrics, Vol. 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, Amsterdam: JAI Press, p. 161-178.
- Canning, D. 1999. "Infrastructure's Contribution to Aggregate Output". World Bank, Working paper 2246, Noviembre.
- Cass, D. 1965. "Optimum Growth in an Aggregative Model of capital Accumulation". *Review of Economic Studies*, 32, p: 233-40.
- Cheung, Y., y A.G. Pascual. 2004. "Testing output convergence: a re-examination". *Oxford Economic Papers*, 56, 45-63.
- Choi, I. 2001. "Unit Root Tests for Panel Data". *Journal of International Money and Finance*, 20: 249-272.
- Chumacero, R. 2002. "Is there enough evidence against absolute convergence?". Banco Central de Chile, Documento de Trabajo 176.
- Díaz, L. y N. Herrera. 1999. ""Desigualdad de Ingresos y Bienestar 1990-1996. Análisis Comparativo desde un Enfoque Nacional/Regional". Documentos MIDEPLAN, Santiago.

- Díaz, R., y P. Meller. 2004. "Crecimiento Económico Regional en Chile: ¿Convergencia?." Universidad de Chile, Departamento de Ingeniería Industrial, Documento de Trabajo.
- Efron, B. y R. Tibshirani. 1993. *An Introduction to Bootstrap*, Monographs on Statistics and Applied Probability, 57, Chapman and Hall, New York.
- Evans P. 1998. "Using panel data to evaluate growth theories". *International Economic Review*, 39, 295-306.
- Fuentes, R. 1997. "Convergen las regiones en Chile?: Una interpretación", en F. Morandé y R. Vergara editores de *Análisis Empírico del Crecimiento en Chile*, Centro de Estudios Públicos/ILADES, Georgetown University.
- Hadri, K. 2000. "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data". *Econometric Journal* 3, 148–161.
- Im, K. S., Pesaran, M. , e Y. Shin. 2003. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". *Journal of Econometrics* 115, 53–74.
- Inada, K-I. 1963. "'On a Two-Sector Model of Economic Growth: Comments and a Generalization". *Review of Economics Studies* 30: 119-27.
- Koopmans, T. 1965. "On the Concept of Optimal Economic Growth", en *The Econometric Approach of Economic Planning*, North Hollnad, Amsterdam.
- Morandé, F., Soto, R. y P. Pincheira. 1997. "Achilles, the Tortoise and Regional Growth in Chile," en F. Morandé y R. Vergara editores de *Análisis Empírico del Crecimiento en Chile*, Centro de Estudios Públicos/ILADES, Georgetown University.
- Phillips, P.C.B., y D. Sul. 2003. "The elusive empirical shadow of growth convergence". Cowles Foundation Discussion Paper 1398.
- Quah, D. 1996. "Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics". *Economic Journals*, 106, 1045-1055.
- _____. 1996b. "Empirics for economic growth and convergence". *European Economic Review*, 40(6).
- _____. 1996c. "Ideas determining convergence clubs". LSE Working Paper, April.
- _____. 1997. "Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs" *Journal of Economic Growth*, 2, 27-59.
- Levin, A., Lin, C. F., y C. Chu. 2002. "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties". *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.
- Maddala, G. S. y S. Wu. 1999. "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631–52.

Morandé, F., R. Soto y P. Pincheira. 1997. "Aguiles, la Tortuga, y el Crecimiento Regional en Chile", en F. Morandé y R. Vergara editores de *Análisis Empírico del Crecimiento en Chile*, Centro de Estudios Públicos/ILADES, Georgetown University.

Silverman, B. 1981. "Using kernel density estimates to investigate multimodality", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 43.

_____. 1986. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, London: Chapman & Hall.

Solow, R. 1956. "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics*, 70.

Soto, R. y A. Torche. 2004. "Spatial Inequality after Reforms in Chile: Where do we stand?". Mimeo a publicarse en Cuadernos de Economía.

Swan, T. 1956. "Economic Growth and capital Accumulation". *Economic Record*, 32: 344-61.

White, H. 1980. "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity". *Econometrica* 48, 817-838.

**Cuadro 1a. Tests Tradicionales de Convergencia β en PIB:
Corte Transversal y Panel de Datos Pool^a**

Coeficiente	Convergencia en PIB		
	Corte Transversal ^b	Pool de 10 años ^c	Pool de 5 años ^c
β	-0.00716 (0.0035) [0.0627]	-0.00736 (0.0034) [0.0343]	-0.00852 (0.00412) [0.0410]
Estadísticos			
R ²	0.33216	0.549739	0.573818
F-estadístico	5.471203	14.34595	15.98868
P-value	0.039237	0.000000	0.000000
No. observaciones	13	52	104
Años de cierre de brecha ^d	96.8	94.2	81.4

- a. Series: PIB per cápita regionales (1960-2000). Desviaciones estándares entre paréntesis, p-values de estadísticos t entre corchetes.
- b. Se usó la matriz de varianzas y covarianzas de White.
- c. Se usó la matriz de varianzas y covarianzas de White. Efectos temporales fueron incluidos. No se incluyen efectos fijos ni aleatorios.
- d. Se calculó como el $\ln(1/2)$ dividido por el coeficiente beta respectivo.

**Cuadro 1b. Tests de Convergencia β en PIB:
Tests de Raíz Unitaria para Paneles^a**

Test	Convergencia en PIB			
	Panel de 10 años		Panel de 5 años	
	SIC	HQC	SIC	HQC
Levin, Liu y Chu (2002) ^{b/d}	-2.77287 (0.0028)	-2.77287 (0.0028)	-1.94704 (0.0257)	-2.06497 (0.0195)
Breitung (2000) ^b	0.37607 (0.6466)	0.37607 (0.6466)	-0.55321 (0.2901)	-0.57268 (0.2834)
Fisher-DFA ^c	44.1537 (0.0146)	44.1537 (0.0146)	40.5353 (0.0345)	41.1876 (0.0297)
Fisher-PP ^{c/d}	56.0911 (0.0005)	56.0911 (0.0005)	69.6781 (0.0000)	69.6781 (0.0000)

- a. Series: PIB per cápita regionales (1960-2000). SIC denota criterio de información de Schwarz, HQC denota el de Hannan-Quinn. La hipótesis nula es raíz unitaria (no convergencia). P-values de la nula entre paréntesis.
- b. Asume un proceso con una raíz unitaria común.
- c. Asume un proceso con raíces unitarias individuales.
- d. Para la estimación espectral, se usó el método de kernel espectral cuadrático y la selección de ancho de banda de Andrews (1991).

**Cuadro 2a. Tests Tradicionales de Convergencia β en Ingresos:
Corte Transversal y Panel de Datos Pool^{/a}**

Coeficiente	Convergencia en Ingreso		
	Corte Transversal ^{/b}	Pool de 4 años ^{/c}	Pool de 2 años ^{/c}
β	-0.01473 (0.0198) [0.4729]	-0.03788 (0.0143) [0.0139]	-0.07810 (0.0330) [0.0208]
Estadísticos			
R ²	0.0472	0.3216	0.2834
F-estadístico	0.5447	5.5295	4.6803
P-value	0.4759	0.0032	0.0005
No. observaciones	13	39	78
Años de cierre de brecha ^{/d}	47.1	18.3	8.9

- Series: Ingresos per cápita regionales (1987-2000). Desviaciones estándares entre paréntesis, p-values de estadísticos t entre corchetes.
- Se usó la matriz de varianzas y covarianzas de White.
- Se usó la matriz de varianzas y covarianzas de White. Los paneles consideran tasas de crecimiento cada 2 o 4 años, excepto entre las tasas de ingresos de la CASEN de 1987 y 1990. Efectos temporales fueron incluidos. No se incluyen efectos fijos ni aleatorios.
- Se calculó como el $\ln(1/2)$ dividido por el coeficiente beta respectivo.

**Cuadro 2b. Tests de Convergencia β en Ingresos:
Tests de Raíz Unitaria para Paneles^{/a}**

Test	Convergencia en Ingreso			
	Panel de 4 años		Panel de 2 años	
	SIC	HQC	SIC	HQC
Levin, Liu y Chu (2002) ^{/b/d}	-2.43374 (0.0075)	-2.43374 (0.0075)	-2.15993 (0.0154)	-2.17693 (0.0147)
Breitung (2000) ^{/b}	0.37188 (0.6450)	0.37188 (0.6450)	-0.97247 (0.1654)	-1.02172 (0.1535)
Fisher-DFA ^{/c}	35.1434 (0.1086)	35.1434 (0.1086)	39.1113 (0.0476)	38.9737 (0.049)
Fisher-PP ^{/c/d}	40.3157 (0.0363)	40.3157 (0.0363)	50.6276 (0.0026)	50.6276 (0.0026)

- Series: Ingresos per cápita regionales (1987-2000). SIC denota criterio de información de Schwarz, HQC denota el de Hannan-Quinn. La hipótesis nula es raíz unitaria (no convergencia). P-values de la nula entre paréntesis.
- Asume un proceso con una raíz unitaria común.
- Asume un proceso con raíces unitarias individuales.
- Para la estimación espectral, se usó el método de kernel espectral cuadrático y la selección de ancho de banda de Andrews (1991).

Cuadro 3. Tests de Convergencia Condicional en PIB^{/a}

Coeficiente	Convergencia Condicional en PIB: Panel de 10 años ^{/b}						
	Sin Efectos Fijos			Con Efectos Fijos			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
β	-0.01406 [0.0045]	-0.00962 [0.0353]	-0.01878 [0.0045]	-0.04187 [0.0224]	-0.05248 [0.0038]	-0.04256 [0.0395]	-0.05067 [0.0074]
Minería ^{/c}	0.03026 [0.0647]	0.0335 [0.0416]	0.06571 [0.1270]	0.07169 [0.1052]
Educación ^{/d}	0.0024 [0.4027]	0.00383 [0.2118]	0.00072 [0.8984]	-0.00288 [0.6112]
Estadísticos							
R ²	0.6022	0.5653	0.6151	0.7145	0.7373	0.7146	0.7390
F-estadístico	11.35	9.75	10.04	5.01	5.15	4.59	4.77
P-value	0.00000	0.00000	0.00000	0.00003	0.00002	0.00007	0.00005
Años de cierre de brecha ^{/e}	72.0	72.1	36.9	16.6	13.2	16.3	13.7

a. Series: PIB per cápita regionales (1960-2000). Numero de observaciones: 52.

b. P-valores de estadísticos t entre corchetes. Se usó la matriz de varianzas y covarianzas de White. Efectos temporales fueron incluidos. No se incluyen efectos fijos ni aleatorios.

c. Participación del PIB minero de la región i en el PIB total de la región .

d. Años de escolaridad promedio de la fuerza laboral.

e. Se calculó como el $\ln(1/2)$ dividido por el coeficiente beta respectivo.

**Cuadro 4. Convergencia σ en PIB:
Medidas de Dispersión y Estadísticos Relevantes^{/a}**

Estadístico	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Media	5.3183	5.3743	5.2897	5.4991	5.4845	5.6719	5.9438	6.1084
Mediana	5.2865	5.4730	5.3232	5.5021	5.4513	5.6350	5.8908	5.9511
Máximo	6.6788	6.5003	6.2444	6.6144	6.6091	6.7150	6.7719	7.1106
Mínimo	4.3215	4.3991	4.4247	4.5870	4.5920	4.8389	5.1517	5.2733
Máx.-Mín.	2.3573	2.1013	1.8197	2.0273	2.0171	1.8761	1.6201	1.8373
Desv. Est.	0.6221	0.5671	0.4986	0.5781	0.5559	0.5166	0.4835	0.5002
Simetría	0.4408	0.1377	0.1957	0.3845	0.5179	0.6116	0.2796	0.4478
Curtosis	2.9700	2.6406	2.6732	2.5602	2.8251	2.9336	2.2064	2.6311
Jarque-Bera ^{/b}	0.4214	0.1111	0.1408	0.4250	0.5977	0.8129	0.5105	0.5083
Probabilidad ^{/b}	0.8100	0.9460	0.9320	0.8086	0.7417	0.6660	0.7747	0.7756

Fuente: BCCh. Elaboración propia.

a. Series: Logaritmo del PIB per cápita regional (quinquenal, 1965-2000).

b. La hipótesis nula es la normalidad de la serie.

**Cuadro 5. Convergencia σ en PIB:
Test de Multimodalidad^a**

PIB Per Cápita (en logs)	Estadístico ^{/b}		P-Value ^{/b}	
	m=1	m=2	m=1	m=2
1960	0.320	...	0.352	...
1965	0.312	...	0.417	...
1970	0.237	...	0.629	...
1975	0.225	...	0.521	...
1980	0.265	...	0.509	...
1985	0.274	...	0.429	...
1990	0.287	...	0.274	...
1995	0.189	...	0.746	...
2000	0.153	...	0.927	...
PIB Per Cápita (relativo)				
1960	0.047	0.017	0.052	0.158
1965	0.046	0.015	0.061	0.280
1970	0.030	...	0.167	...
1975	0.022	...	0.353	...
1980	0.027	...	0.314	...
1985	0.026	...	0.369	...
1990	0.030	...	0.140	...
1995	0.021	...	0.306	...
2000	0.022	...	0.410	...

a. Test de multimodalidad (con bootstrap, 1000 simulaciones). Las modas corresponden a la distribución empírica de las series PIB per cápita en niveles, en términos relativos al total del PIB per cápita del país y en logaritmos.

b. Estadístico y probabilidad bajo la H_0 : la función de densidad tiene m modas, H_1 : la función de densidad tiene más de m modas.

**Cuadro 6. Convergencia σ en Ingresos:
Medidas de Dispersión y Estadísticos Relevantes^a**

Estadístico	1987	1990	1992	1994	1996	1998	2000
Media	12.0847	12.2108	12.2764	12.3740	12.4505	12.5280	12.8141
Mediana	12.1480	12.2567	12.3363	12.3579	12.4553	12.4742	12.7233
Máximo	12.4064	12.7586	12.7415	12.8250	12.9600	13.0072	13.4103
Mínimo	11.7734	11.7101	11.9491	12.0256	11.9963	12.1101	12.4049
Máx.-Mín.	0.6330	1.0485	0.7924	0.7995	0.9637	0.8970	1.0054
Desv. Est.	0.2356	0.2641	0.2467	0.2226	0.2771	0.2893	0.2782
Simetría	0.0943	0.1448	0.2190	0.3459	0.0418	0.5439	0.7114
Curtosis	1.5512	3.0781	1.9834	2.5026	2.2983	2.1890	2.7931
Jarque-Bera ^b	1.1562	0.0487	0.6638	0.3932	0.2705	0.9973	1.1196
Probabilidad ^b	0.5610	0.9759	0.7176	0.8215	0.8735	0.6074	0.5713

Fuente: CASEN. Elaboración propia.

a. Series: Logaritmo del PIB per cápita regional (quinquenal, 1965-2000).

b. La hipótesis nula es la normalidad de la serie.

**Cuadro 7. Convergencia σ en Ingresos:
Test de Multimodalidad^a**

Ingreso Per Cápita (en logs)	Estadístico ^b		P-Value ^b	
	m=1	m=2	m=1	m=2
1987	0.16056	0.09120	0.09500	0.10000
1990	0.12038	...	0.53300	...
1992	0.15888	...	0.11700	...
1994	0.09294	...	0.66300	...
1996	0.08739	...	0.91200	...
1998	0.17457	...	0.19000	...
2000	0.11029	...	0.72700	...
Ingreso Per Cápita (relativo)				
1987	0.00911	...	0.46500	...
1990	0.01302	...	0.18800	...
1992	0.01171	...	0.17600	...
1994	0.00901	...	0.40900	...
1996	0.00937	...	0.57800	...
1998	0.01596	...	0.12000	...
2000	0.01214	...	0.45300	...

a. Test de multimodalidad (con bootstrap, 1000 simulaciones). Las modas corresponden a la distribución empírica de las series ingreso per cápita en niveles, en términos relativos al total del ingreso per cápita del país y en logaritmos.

b. Estadístico y probabilidad bajo la H_0 : la función de densidad tiene m modas, H_1 : la función de densidad tiene más de m modas. El estadístico corresponde al ancho de banda crítico estimado.

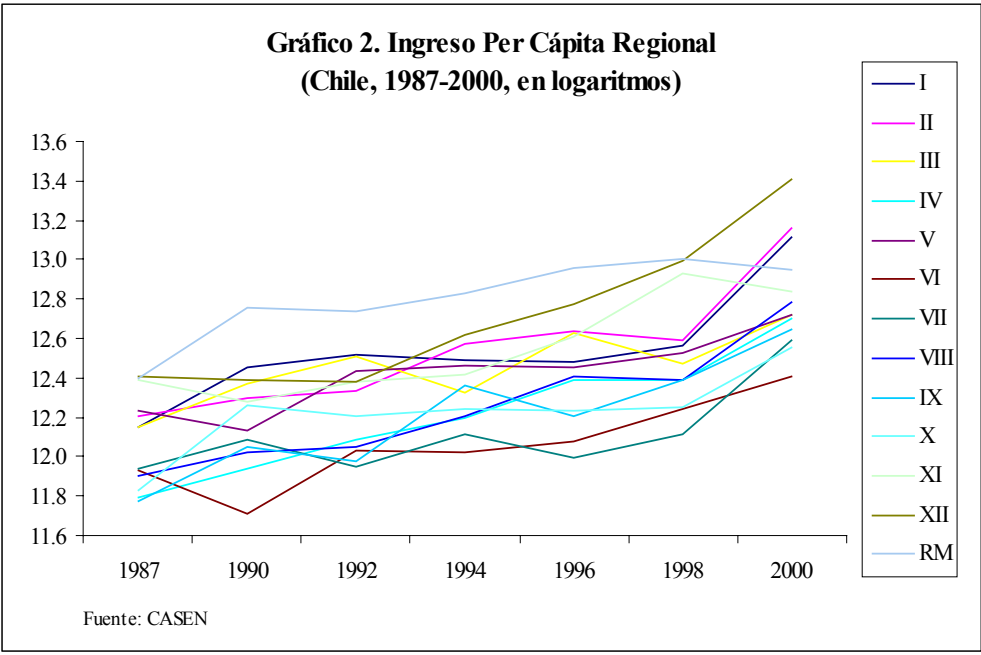
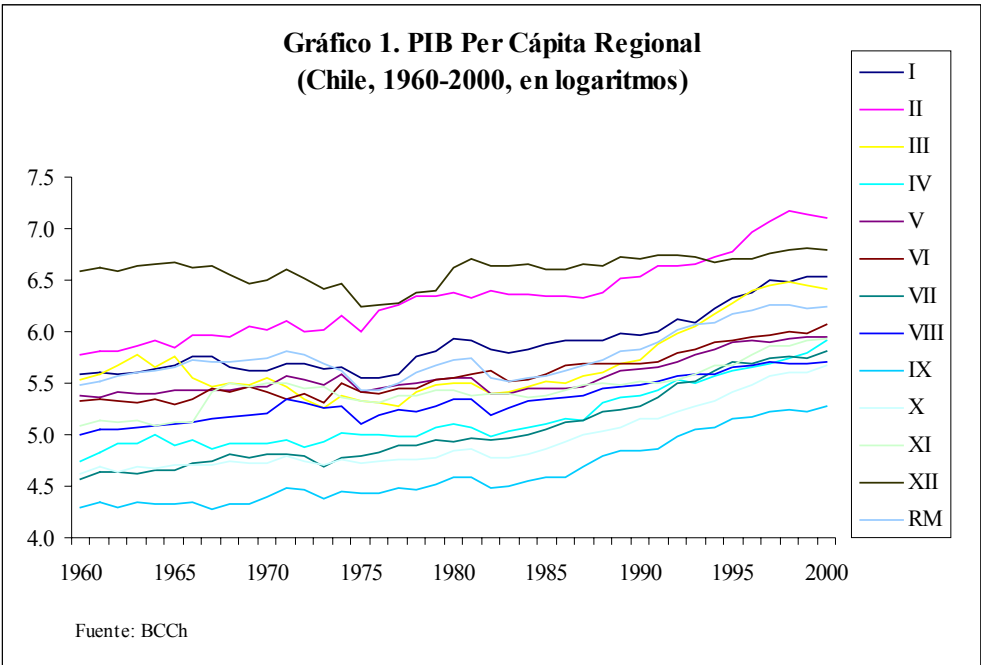


Gráfico 3. Tasa de Crecimiento Promedio y PIB Per Cápita Inicial (Chile, 1960-2000)

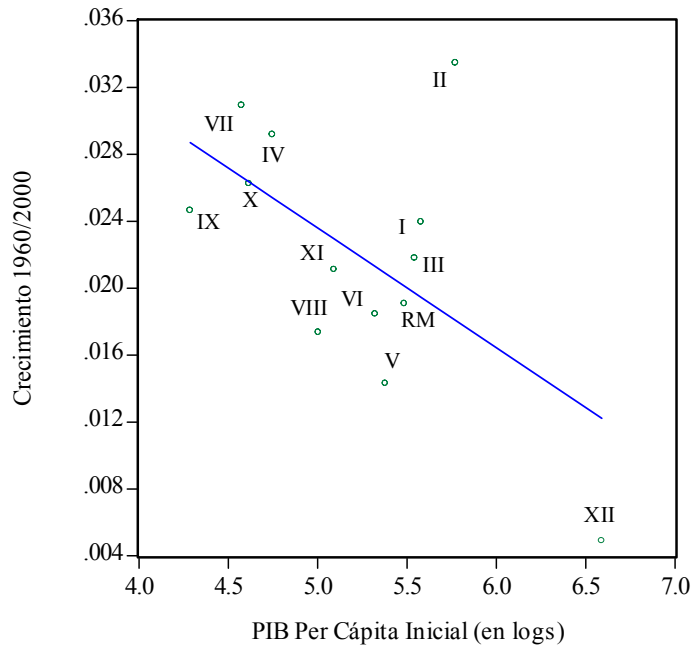
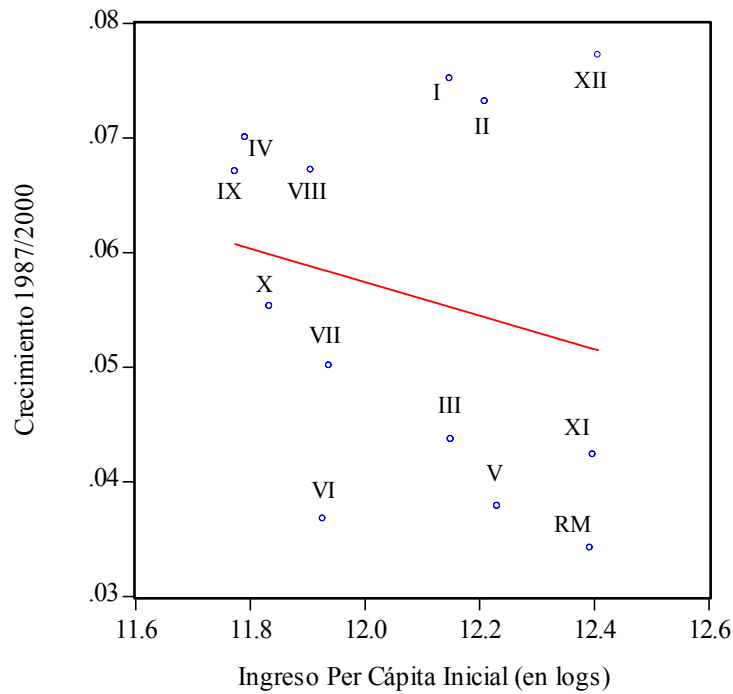
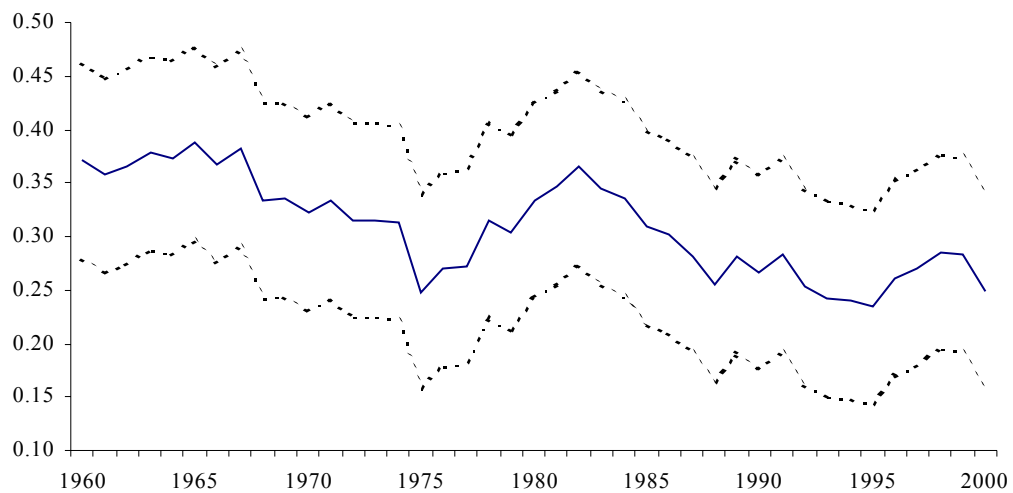


Gráfico 4. Tasa de Crecimiento Promedio e Ingreso Per Cápita Inicial (Chile, 1987-2000)



**Gráfico 5. Convergencia Sigma: Varianza del PIB
Per Cápita e Intervalo de Confianza, +/-2 D.E. (1960-2000)**



Fuente: BCCh. Elaboración propia.

Gráfico 6

Test de Convergencia σ en PIB: Densidades Kernel del PIB Per Cápita Regional

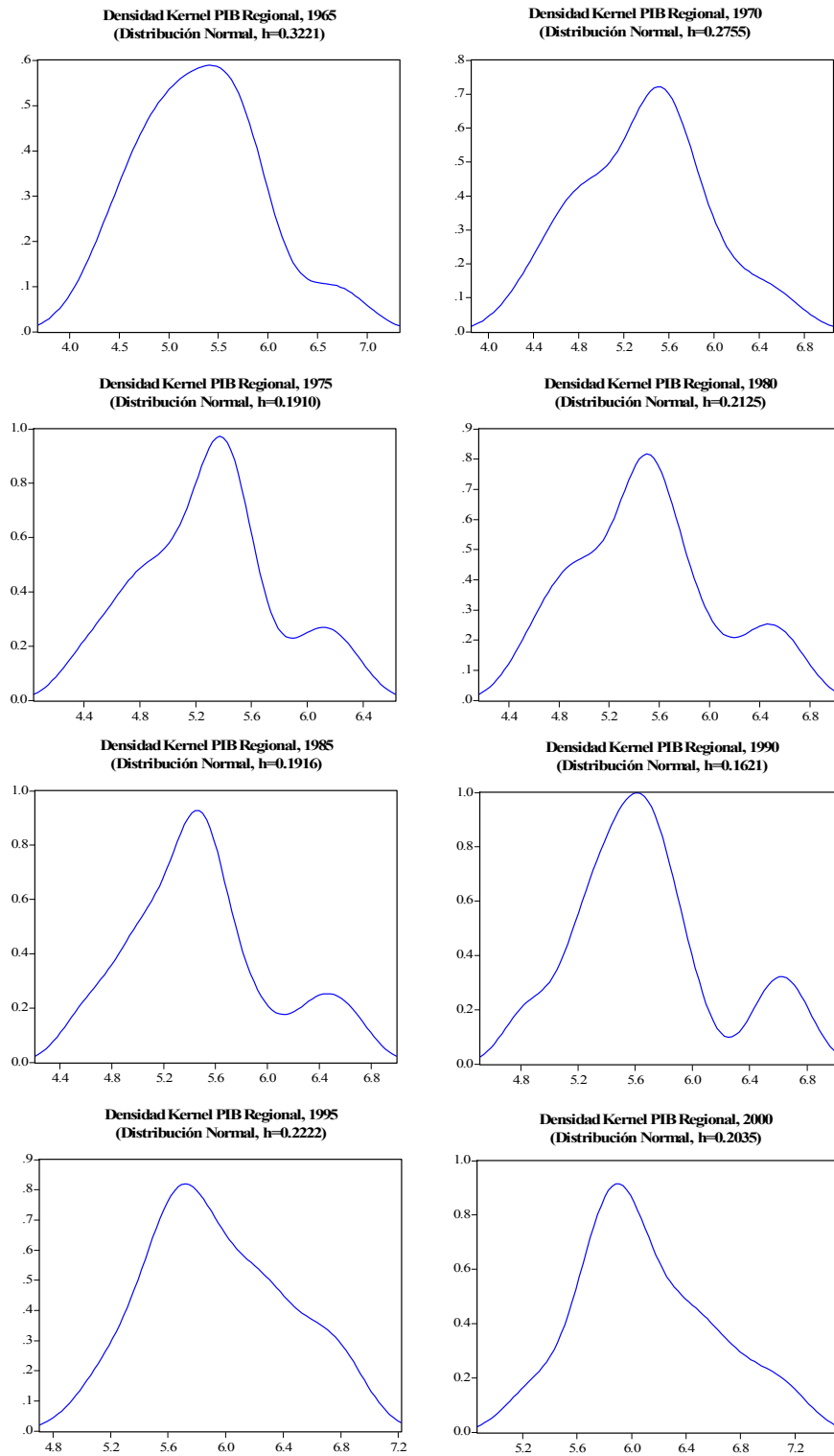


Gráfico 7. Convergencia Sigma: Varianza del Ingreso Per Cápita e Intervalo de Confianza, +/-2 D.E. (1987-2000)

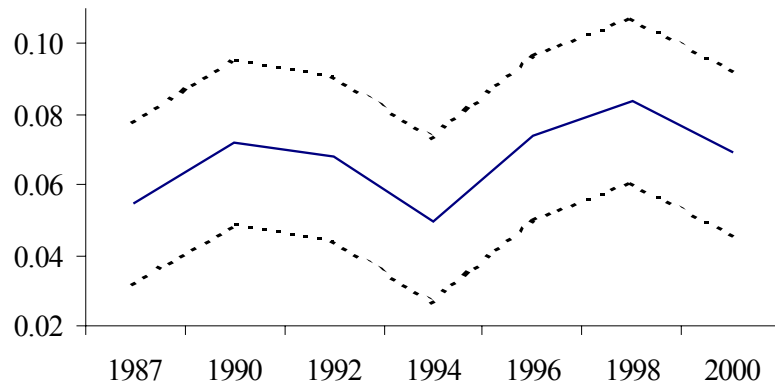
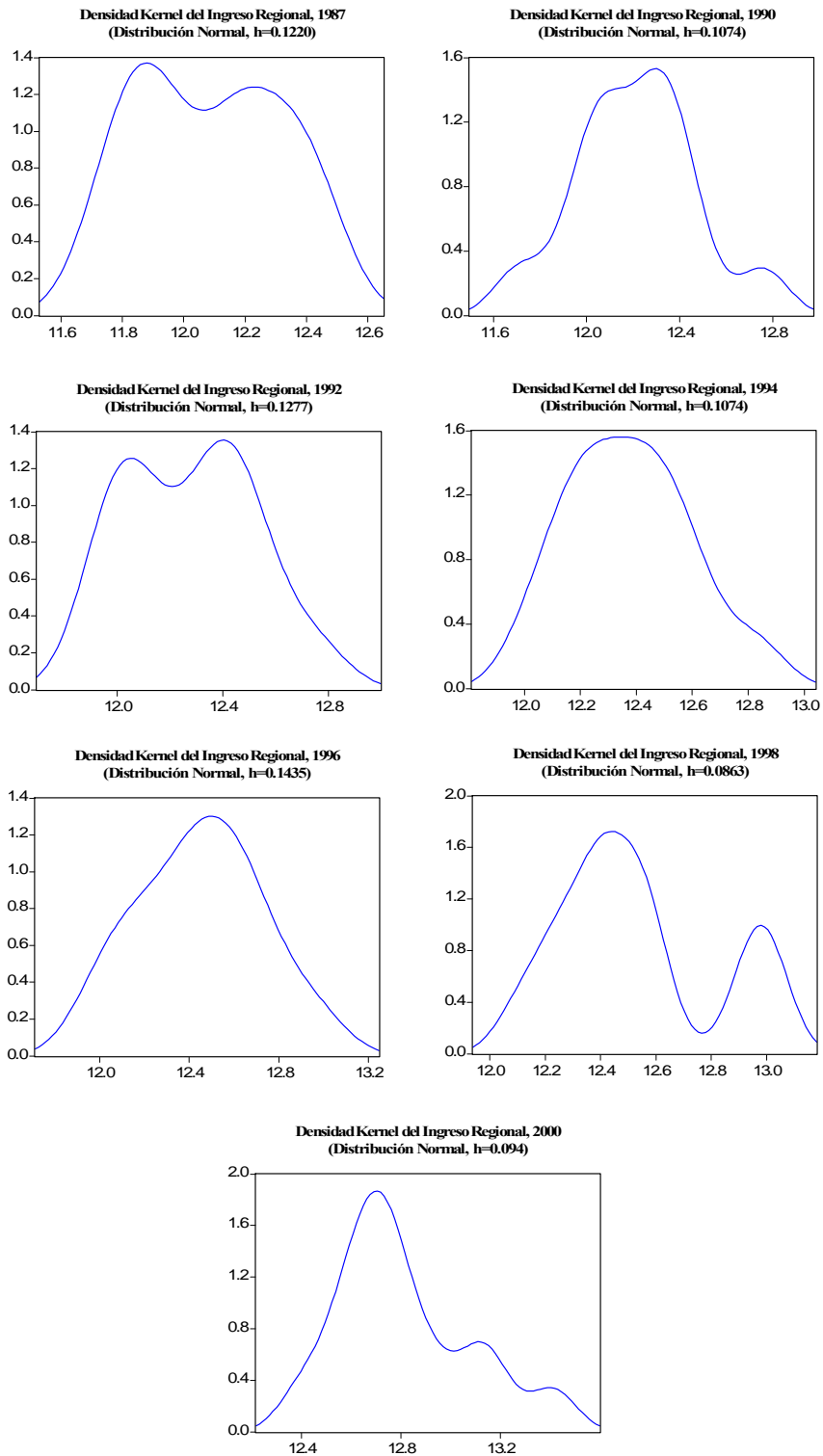


Gráfico 8

Test de Convergencia σ en Ingresos: Densidades Kernel del Ingreso Per Cápita Regional



**Documentos de Trabajo
Banco Central de Chile**

**Working Papers
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.

- | | |
|--|----------------|
| DTBC-312
Credibility and Inflation Targeting in an Emerging Market: the Case of Chile
Luis F. Céspedes y Claudio Soto | Marzo 2005 |
| DTBC-311
Concentration and Price Rigidity: Evidence for the Deposit Market in Chile
Solange Berstein y Rodrigo Fuentes | Marzo 2005 |
| DTBC-310
Fluctuaciones del Dólar, Precio del Cobre y Términos de Intercambio
José De Gregorio, Hermann González, y Felipe Jaque | Marzo 2005 |
| DTBC-309
Spreads Soberanos: Una Aproximación Factorial
Valentín Délano y Jorge Selaive | Febrero 2005 |
| DTBC-308
Mirando el Desarrollo Económico de Chile: Una Comparación Internacional
Rodrigo Fuentes y Verónica Mies | Enero 2005 |
| DTBC-307
General Equilibrium Models: An Overview
Rómulo Chumacero y Klaus Schmidt-Hebbel | Diciembre 2004 |

DTBC-306	Diciembre 2004
Rankings de Universidades Chilenas según los Ingresos de sus Titulados	
David Rappoport, José Miguel Benavente, y Patricio Meller	
DTBC-305	Diciembre 2004
Emerging Market Economies: The Aftermath of Volatility Contagion in a Selection of Three Financial Crises	
Felipe Jaque	
DTBC-304	Diciembre 2004
Labor Markets and Institutions: An Overview	
Jorge Enrique Restrepo y Andrea Tokman	
DTBC-303	Diciembre 2004
Determinantes de la Inversión en Chile	
Igal Magendzo	
DTBC-302	Diciembre 2004
Overcoming Fear of Floating: Exchange Rate Policies in Chile	
José De Gregorio y Andrea Tokman R.	
DTBC-301	Diciembre 2004
Regularidades Empíricas de la Economía Chilena	
Jorge Enrique Restrepo y Claudio Soto	
DTBC-300	Diciembre 2004
Persistence and the Roles of the Exchange Rate and Interest Rate Inertia in Monetary Policy	
Rodrigo Caputo	
DTBC-299	Diciembre 2004
Large Hoardings of International Reserves: Are They Worth It?	
Pablo García y Claudio Soto	
DTBC-298	Diciembre 2004
Economic Growth in Chile: Evidence, Sources and Prospects	
José De Gregorio	
DTBC-297	Diciembre 2004
The Default Rate and Price of Capital in a Costly External Finance Model	
Juan Pablo Medina	