



**DOCUMENTO DE TRABAJO N° 14**

**Un Análisis Empírico del Crecimiento  
Económico Regional en Argentina**

**Carlos Manuel Willington**

Córdoba, Febrero de 1998

## Resumen

*Argentina ha iniciado en esta década un profundo proceso de reestructuración económica que le ha permitido comenzar a crecer nuevamente, después de más de diez años de estancamiento económico. A partir de la consolidación del nuevo modelo económico, y tras varios años de crecimiento sostenido (excepto 1995, año siguiente a la crisis mexicana), surge un interés cada vez mayor por las cuestiones sociales y el futuro de las diversas economías regionales.*

*Este trabajo aborda el problema del crecimiento provincial y sus determinantes, con especial énfasis en la contrastación de las hipótesis de convergencia de sus productos per cápita. Así, se contrastan las hipótesis de convergencia absoluta y condicional utilizando las metodologías clásicas de corte transversal y panel con efectos fijos; se testea la hipótesis de convergencia según las definiciones propuestas por Bernard y Durlauf (1996) a partir de tests de raíz unitaria a las diferencias de productos per cápita y, finalmente, se presenta la metodología y se realizan las estimaciones de **persistencia de desigualdad** de acuerdo a la definición propuesta por Canova y Marcet (1995).*

*La metodología de Canova y Marcet (1995) tiene las ventajas de utilizar más eficientemente la información y brindar mayor flexibilidad a las estimaciones, puesto que permite no sólo diferentes niveles de estados estacionarios (como la convergencia condicional), sino también distintas velocidades de convergencia, siendo los grados de diferenciación entre las economías objeto de estimación. En una primera etapa se estiman los niveles de estados estacionarios para las provincias, y en la segunda se intenta explicar (a partir de un corte transversal) estas diferencias.*

*El hecho de que el nivel de producto per cápita al inicio del periodo de análisis resulte relevante para explicar la distribución de los estados estacionarios de las provincias se considera evidencia de la persistencia de desigualdad. Para el caso de las provincias argentinas, la única variable adicional que resultó (marginamente) significativa para explicar las diferencias de estados estacionarios, es la que aproxima stocks de capital humano al inicio del periodo.*

## 1. Introducción

El profundo proceso de reestructuración económica que Argentina inició en esta década le ha permitido comenzar a crecer nuevamente, después de más de diez años de estancamiento o retroceso, que se reflejaron en una caída del producto per cápita cercana al 4% en los '80. Esta reestructuración tuvo como ejes la reforma del Estado, la apertura de la economía y la estabilización de los índices de precios mediante la implantación de un tipo de cambio nominal fijo. Argentina pudo crecer en los últimos años a una tasa promedio cercana al 3%, y superar con relativa rapidez los efectos adversos de la crisis cambiaria mexicana de fines de 1994.

Sin embargo, una vez consolidada la estabilidad de precios y a partir de la fuerte escalada del índice de desocupación desde 1994, surgió en la sociedad una creciente preocupación por las consecuencias sociales del modelo económico vigente. Si bien durante toda la primera mitad de la década la distribución personal del ingreso permaneció casi igual, el crecimiento económico registrado entre los años 91 y 94 derivó en una importante reducción en los índices de pobreza, tendencia que se revirtió a partir del "efecto tequila"<sup>1</sup>. Por otra parte, y como es lógico, el reajuste de los precios relativos a partir de la apertura de la economía afectó de modo desigual a los distintos sectores de la economía y, dada la relativa especialización en la producción, a las distintas regiones del país<sup>2</sup>.

El presente trabajo aborda el problema del crecimiento del producto a nivel provincial y sus determinantes, con especial énfasis en la contrastación de las hipótesis de convergencia<sup>3</sup> de los productos per cápita de las provincias. De particular interés resulta analizar empíricamente qué variables afectan el crecimiento económico regional y explican posibles diferencias entre las regiones, para poder evaluar así la eficacia de políticas regionales implementadas a nivel central.

Este análisis y las recomendaciones que pudieran derivarse de él serán relevantes si se considera a la equidad en el desarrollo regional como algo deseable a priori, otra opción es tomarlo como punto de partida para evaluar la efectividad de las políticas redistributivas llevadas a cabo por el Gobierno Nacional.

En este sentido, los motivos por los cuales la equidad regional puede ser un objetivo deseable para el desarrollo global (más allá de la equidad en sí misma) son básicamente dos: la reducción de los costos

---

<sup>1</sup> La pobreza descendió entre 1991 y 1994 del 27,6 % de la población al 19,8%, en 1995 fue cercana al 29%. Por su parte el coeficiente de Gini para los mismos años fue 0,458, 0,445 y 0,487 respectivamente.

<sup>2</sup> Durante 1997 se produjeron varias protestas con gran repercusión nacional de trabajadores de actividades que, a partir de la reestructuración y eficientización de la economía, se han visto perjudicadas y, posiblemente, tiendan a desaparecer.

<sup>3</sup> En la Sección 2 se dan definiciones precisas de los distintos tipos de convergencia; por ahora baste decir que se refieren al hecho de que las diferencias en los niveles de producto per cápita de las regiones tiendan a disminuir.

asociados a los movimientos migratorios y razones de economía política.

Los costos asociados a las migraciones se refieren principalmente a las externalidades negativas asociadas al crecimiento (muchas veces no planificado ni previsto) de los grandes centros urbanos: diseconomías de escala en la prestación de servicios públicos, congestión, déficit habitacional, etc. (Tiebout, 1956 y Atkinson y Stiglitz, 1980). En Argentina, al igual que en la mayoría de los países, son precisamente los mayores centros urbanos (Capital Federal y Gran Buenos Aires, Córdoba y Rosario) los principales receptores de flujos migratorios.

Existen además distintos mecanismos a través de los cuales la distribución del ingreso puede afectar al crecimiento económico global del país y que, por lo tanto, justificarían la implementación de medidas que promuevan un desarrollo equilibrado. Si bien la literatura que trata el tema de distribución del ingreso y crecimiento en general enfatiza el problema de la distribución personal del ingreso, algunos argumentos son extensibles y aplicables al caso de distribución regional.

De acuerdo a los modelos de votante mediano<sup>4</sup>, en la medida en que la distribución personal (regional) de los activos de la sociedad se hace más inequitativa, la persona (provincia) mediana tiende a estar peor que la persona (provincia) media. Por ello, como resultado de un proceso de votación, es esperable que se fijen políticas redistributivas que, por lo general, introducen distorsiones que afectan los incentivos a la eficiencia económica limitando las posibilidades de crecimiento. Los modelos basados en el argumento del votante mediano son aplicables al caso de las provincias argentinas cuando se considera el rol en el gobierno del Congreso de la Nación y en particular el de la Cámara de Senadores, donde todas las provincias (y la Municipalidad de la Ciudad de Buenos Aires) tienen igual número de representantes (Buchanan, 1965; Persson y Tabellini, 1994 y Paraje, 1997).

Un modelo alternativo, y posiblemente más realista, enfatiza la relación entre distribución de la riqueza, capacidad de lobby y crecimiento. En este tipo de modelos (Persson y Tabellini, 1994) la capacidad de ejercer presión y obtener ventajas competitivas (reducciones impositivas, mayor protección de la competencia externa, etc.) por parte de los distintos sectores económicos está directamente relacionada con su riqueza. De este modo, mientras más desigual sea la distribución, mayor será el poder de lobby relativo de algunos grupos y mayores las distorsiones que se introducen en la economía para proteger a estos sectores. Lógicamente, las mayores distorsiones traen aparejado un menor crecimiento de la economía como un todo. Si se considera que muchas actividades productivas están concentradas geográficamente (es decir que existe cierta especialización en la

---

<sup>4</sup> El argumento (simplificado) del votante mediano y las políticas redistributivas es el siguiente: en la medida que la distribución se hace más inequitativa, la mediana de la distribución tiende a estar más a la izquierda de la media, por lo que las políticas redistributivas favorecerán a más de la mitad de los votantes (a todos los que estén por debajo de la media), y por lo tanto serán aprobadas en un proceso de

producción de las provincias), el argumento puede de alguna manera extenderse de sectores económicos a provincias.

Otro mecanismo por el cual la inequidad en la distribución personal del ingreso afecta negativamente el crecimiento es a través de la inversión subóptima en educación que realizan los sectores de bajos ingresos, ya sea por restricciones de acceso al crédito o por la “miopía de estos sectores. A su vez un nivel bajo de capital humano implica, de acuerdo a algunos modelos de crecimiento endógeno, mayor fertilidad y menor tasa de inversión, todo lo cual redundaría en menor crecimiento. Este argumento podría extenderse al caso regional si se considera la subinversión que (posiblemente) realizarán los gobiernos provinciales de menores recursos y/o población más dispersa<sup>5</sup>.

Otro canal a través del cual la inequidad social puede afectar el crecimiento global es el debilitamiento de los derechos de propiedad (y consecuente desaliento a la inversión), que se genera a partir de la existencia de conflictos sociales. Un ejemplo de esto se vivió en Argentina en la peor época de la hiperinflación (1989), cuando los sectores más marginados comenzaron a saquear supermercados en las principales ciudades.

En cualquier caso, más allá de las causas que justifiquen las políticas redistributivas regionales, el tema es relevante desde el momento en que está consagrado por la Constitución Nacional<sup>6</sup>, y la mayoría de los gobiernos nacionales a lo largo de la historia argentina han llevado a cabo algún tipo de política para promover (no siempre con éxito) el desarrollo de las provincias más atrasadas. Los resultados de las estimaciones de convergencia condicional y de los determinantes de los niveles de producto de estado estacionario, permiten tener una idea si estas políticas fueron en la dirección correcta o si, por el contrario, sólo han significado mayores distorsiones.

La sección siguiente revisa las teorías de crecimiento económico, presentando los principales tipos de modelos de crecimiento (de Solow y de crecimiento endógeno) y sus consecuencias en cuanto a la hipótesis de convergencia. En la tercera sección se repasa la literatura empírica sobre crecimiento y convergencia a nivel internacional y para Argentina. Después se plantean las distintas definiciones de convergencia (beta, sigma, raíz unitaria y persistencia de desigualdad), y se realizan las estimaciones empíricas para la Argentina. Finalmente,

---

votación. Para el caso de la distribución del PBG per cápita en las provincias argentinas se verifica que la mediana está claramente a la izquierda de la media.

<sup>5</sup> A nivel de distribución personal del ingreso, este efecto de subinversión en capital humano y empobrecimiento de ciertos grupos se potencia cuando las sociedades se agrupan en barrios o comunidades homogéneas en cuanto a nivel socioeconómico (trabajos como el de Mc Candless (1996) analizan con modelos de generaciones traslapadas cómo, a partir de una distribución inicial de habilidades, la población se va agrupando en “vecindarios” homogéneos y cada vez más extremos).

<sup>6</sup> El artículo 67 inc.2 menciona la Ley de Coparticipación que debe sancionarse y que "...sobre la base de acuerdos entre la Nación y las provincias, instituirá regímenes de coparticipación...La distribución entre la Nación, las provincias y la ciudad de Buenos Aires y entre éstas, se efectuará en relación directa a las competencias, servicios y funciones de cada una de ellas **contemplando criterios de reparto; será**

la quinta sección plantea las principales conclusiones.

## 2. Los modelos de crecimiento y la hipótesis de convergencia

Existen en la literatura de crecimiento económico dos tipos principales de modelos: los de crecimiento exógeno (o a la Solow) y los de la nueva teoría de crecimiento, o modelos de crecimiento endógeno. Estos últimos se diferencian básicamente en el supuesto de la función de producción que plantean para la economía y de los rendimientos de los factores. Mientras que los modelos a la Solow se basan en rendimientos constantes a escala y decrecientes de los factores, los de crecimiento endógeno violan alguno de estos supuestos (por ejemplo asumiendo rendimiento constante del capital, definiéndolo en un sentido amplio que incluye al capital humano, o asumiendo que las externalidades de algunas actividades -como la generación de ideas o Investigación y Desarrollo- permiten obtener rendimientos crecientes a escala a nivel de la economía).

### 2.1. El Modelo de Solow<sup>7</sup>

**Aquí se presentan las ecuaciones fundamentales del modelo. En el Anexo 1 se realiza una presentación más completa.** La versión más sencilla de este modelo supone una función de producción de dos factores, con retornos constantes a escala y rendimientos decrecientes de los factores (verificándose adicionalmente las condiciones de Inada). Un ejemplo es la función de producción tipo Cobb-Douglas:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

donde  $Y$  es el nivel de producto,  $K$  el stock de capital,  $L$  la mano de obra,  $A$  un parámetro tecnológico y  $\alpha$  una constante que está entre cero y uno.

Para analizar las implicancias en cuanto a convergencia y niveles de estado estacionario es necesario dinamizar el modelo. Se supondrá que la población crece a una tasa constante  $n$  y que el cambio en el stock de capital es igual a la inversión realizada menos la depreciación ( $d$  del mismo;

esto es:

$$L_t = L_0 e^{nt} \quad (2)$$

$$K_t = I_t + (1 - d) K_{t-1} \quad (3)$$

---

**equitativa, solidaria y dará prioridad al logro de un grado equivalente de desarrollo, calidad de vida e igualdad de oportunidades en todo el territorio nacional...** [Lo destacado es del autor].

A su vez, la inversión se supone igual al ahorro de la economía:

$$I = s Y \quad (4)$$

donde  $s$  está entre cero y uno y se supone exógena<sup>8</sup>.

Dividiendo (1) por la cantidad de trabajadores  $L$  se obtiene:

$$y_t = A_t k_t^a \quad (5)$$

donde las minúsculas indican variables per cápita.

A partir de (4), (5) y la diferenciación de (2) y (3) se obtiene:

$$\dot{k} = s A_t k_t^a - (n + d) k \quad (6)$$

donde el punto indica derivada respecto al tiempo. Dividiendo por  $k$  y con  $\dot{k} = 0$  se obtiene:

$$\frac{s A_t}{k_t^{1-a}} = n + d \quad (7)$$

En el Gráfico 1 se ilustra esta ecuación. El nivel de capital per cápita de estado estacionario dependerá de los parámetros de la economía: nivel de ahorro ( $s$ ), tecnología ( $A$ ), tasa de crecimiento de la población ( $n$ ), tasa de depreciación del capital ( $\delta$ ) y participación del capital en el producto ( $a$ ). A su vez, el producto per cápita de estado estacionario será:

$$y^* = A k^{*a} \quad (8)$$

donde “\*” indica niveles de equilibrio o estado estacionario.

---

<sup>7</sup> Aquí se presentan sólo las ecuaciones fundamentales; en el Anexo 1 se incluye una exposición más completa.

<sup>8</sup> Este es un supuesto simplificador,  $s$  puede endogeneizarse a partir de un modelo de maximización intertemporal de agentes, pero sus implicancias respecto a la hipótesis de convergencia no varían en absoluto, por lo que se opta por esta presentación más sencilla. Ver Barro, R. y X. Sala-i-Martin (1995), Capítulo II.

Nótese que cualquier cambio en el valor de los parámetros de la economía provocará **un cambio en el nivel** de los valores de estado estacionario, pero en éste las tasas de crecimiento serán siempre cero<sup>9</sup>. Un aumento en la propensión a ahorrar y/o una mejora en la tecnología desplazarían la curva del Gráfico 1 hacia afuera, lo que implicaría durante el ajuste tasas de crecimiento del producto y del capital per cápita positivas, hasta llegar a un nuevo equilibrio con mayor nivel de las variables per cápita, pero con una tasa de crecimiento igual a cero. Similar efecto provocaría la disminución de la tasa de crecimiento poblacional o la de depreciación del capital, trasladando en este caso la recta  $(n+d)$  hacia abajo.

La implicancia del modelo en cuanto a convergencia es clara: dos economías con iguales parámetros estructurales tendrán el mismo nivel de producto y de capital per cápita de estado estacionario, sin importar cuál sea el nivel inicial de producto.

Para analizar las dinámicas del modelo es necesario ver cómo evolucionan las distintas variables fuera del equilibrio ( $\dot{k}$  distinto de cero). Dividiendo (6) por  $k$ , reemplazando  $s$  por su igual a partir de (6) y (8) se

obtiene:

$$\frac{\dot{k}}{k} = \left( \frac{k^{*1-a}}{k^{1-a}} - 1 \right) (n + d) \quad (9)$$

Lógicamente, si  $k$  es mayor que  $k^*$  por (9) se tiene que  $\dot{k}/k$  es menor que cero, y lo contrario ocurre si

---

<sup>9</sup> En este análisis se ha supuesto que la tecnología permanece constante. Para el caso en que exista progreso tecnológico neutral a la Harrod, la solución de estado estacionario para unidades de trabajo efectivas es la misma, lo cual significa que las variables en términos per cápita en el estado estacionario estarán creciendo a una tasa igual a la del progreso tecnológico.



$k$  es menor que  $k^*$ , por lo que el equilibrio es estable. A partir de la ecuación (9) es obvio que mientras menor sea el stock de capital per cápita, mayor es la tasa de crecimiento del mismo. Por lo que, si dos economías poseen los mismos parámetros estructurales, la que en un momento del tiempo tenga menor nivel de producto per cápita crecerá más rápido en los períodos subsiguientes. Esta es, precisamente, la hipótesis de convergencia absoluta.

En el caso en que consideremos que las economías son diferentes en algunos de los parámetros (tecnología, propensión a ahorrar, crecimiento poblacional, etc.) la convergencia absoluta no se verifica, puesto que los niveles de estados estacionarios son diferentes. Sí se verifica, en cambio, la convergencia condicional<sup>10</sup>: aquellas economías que estén relativamente más lejos *de su propio nivel de estado estacionario* crecerán más rápido en los períodos siguientes. Una vez alcanzado éste, la tasa de crecimiento es cero en todas las economías, pero los niveles son diferentes.

El modelo de Solow presentado es el más simple en cuanto a que considera todos los parámetros como exógenos, y sólo dos factores de producción. Los mismos resultados pueden derivarse de un modelo descentralizado con maximización intertemporal de agentes. En este caso la tasa de ahorro  $s$  es endógena, y depende de variables como la aversión al riesgo de los agentes o la tasa de preferencia intertemporal. Lógicamente, toda política que afecte a estas variables o a otras (como el nivel inicial de tecnología, su tasa de crecimiento, la de crecimiento poblacional, la participación de los distintos factores en la función de producción, etc.) afectará también los niveles de estado estacionario del producto y el capital per cápita.

Desde un punto de vista teórico, el de Solow -como modelo de crecimiento- no explica la tasa de crecimiento de una economía en el largo plazo. Explica, sí, las dinámicas hacia un equilibrio, pero no la tasa de largo plazo. Cuando ésta es distinta de cero (como predice el modelo en su versión más sencilla), la explica por la tasa de evolución de la tecnología o por alguna otra variable cuya evolución es exógena al modelo.

Empíricamente, al trabajarse con corte transversal de países, las tasas de convergencia halladas implican -siempre en el marco del modelo de Solow- participaciones de los distintos factores de la producción que son inconsistentes con las que corresponden a la realidad.

Extensiones de este modelo consideran al capital humano como factor productivo, analizan las dinámicas del mismo en una economía abierta, incorporan costos de ajuste, etc. En particular, la incorporación del capital humano como factor productivo le da más realismo a este modelo, siendo los resultados empíricos del modelo de Solow ampliado más ajustados a la realidad (Mankiw, Romer y Weil, 1992, Barro y Sala-i-Martin, 1995). En todas sus versiones, el modelo predice convergencia (al menos condicional), pero falla al explicar las tasas de crecimiento de largo plazo. Estas son diferencias centrales con respecto a los modelos de

crecimiento endógeno.

## 2.2. Los Modelos de Crecimiento Endógeno

A partir de mediados de la década pasada surgió una nueva línea de modelos de crecimiento que intentaba, al menos en sus comienzos, explicar la ausencia de convergencia que se verificaba en la realidad y era (a priori) inconsistente con el modelo de crecimiento de Solow. El secreto de estos modelos para romper la implicancia de convergencia consiste en violar de algún modo las condiciones de Inada.

Los modelos de crecimiento endógeno son, a grandes rasgos, de tres tipos:

1) Los que asumen (sin mayor sustento teórico) que el factor capital tiene rendimientos constantes a escala (modelo AK);

2) los que suponen que el parámetro tecnológico crece a través del tiempo de modo que el rendimiento marginal del factor capital está acotado por debajo (Romer), y

3) los que incluyen retornos crecientes a escala para la economía (no para cada firma), a partir de las externalidades de ciertos factores como el capital humano, la infraestructura provista por el sector público o simplemente aumentos permanentes en la productividad de la mano de obra basados en la incorporación de capital humano (Barro, Lucas).

### 2.2.1. El Modelo AK

La especificación más sencilla de modelos crecimiento endógeno corresponde a este modelo, donde el capital es el único factor de producción y su rendimiento marginal no decrece. En este modelo la función de producción para cada firma es<sup>11</sup>:

$$Y = A K \quad (10)$$

y en términos per cápita:

$$y = A k \quad (11)$$

---

<sup>10</sup> Las definiciones de convergencia absoluta y condicional corresponden al concepto de  $\beta$ -convergencia. Según éste, las economías relativamente más pobres tienden a alcanzar a las más ricas en niveles de producto per cápita.

<sup>11</sup> Para que el supuesto de rendimiento constante del capital parezca más plausible, puede entenderse en un sentido amplio que incluya al capital humano. Suponiendo una función de producción que depende tanto del capital físico como del humano, y en base a los supuestos neoclásicos de las funciones de producción, se llega a los mismos resultados que en el modelo AK, definiendo  $A^\circ f(H/K)$ , siendo "f" la

La solución descentralizada de este modelo, con firmas que maximizan sus beneficios e individuos que maximizan una función de utilidad con elasticidad de sustitución intertemporal constante es:

$$\frac{\dot{k}}{k} = \frac{I}{q} (A - \mathbf{d} - \mathbf{r}) \quad (12)$$

donde  $q$  es la inversa de la elasticidad de sustitución intertemporal y  $\mathbf{r}$  es la tasa de descuento.

En contraste con el modelo de crecimiento exógeno, en este caso no es necesario que haya progreso tecnológico para que las variables crezcan en el estado estacionario. Si se compara un grupo de países cuyas economías difieren sólo en el stock inicial de capital, todas crecerán a la misma tasa y no existirá ninguna tendencia a converger<sup>12</sup>.

### 2.2.2. Modelos a la Romer

El modelo de *learning-by-doing* de Romer (1986) enfatiza la característica de no rivalidad propia de los conocimientos técnicos, de este modo plantea una función de producción para cada firma en la que además de su propio stock de capital, el capital agregado de la economía aparece como factor de producción. La función de producción es homogénea de grado uno en sus propios factores, pero presenta retornos crecientes a escala cuando se considera el stock global de capital como factor productivo. Una especificación sencilla de este modelo plantea que el crecimiento del stock de capital de la economía equivale al progreso tecnológico aumentador de trabajo (neutral a la Harrod). De este modo (siguiendo con el ejemplo de la Cobb-Douglas), se tiene como función de producción:

$$Y_i = A K_i^a (K L_i)^{1-a} \quad (13)$$

en términos per cápita:

$$y_i = A k_i^a K^{1-a} \quad (14)$$

Si se considera el equilibrio descentralizado de esta economía (donde cada firma no considera en su función de beneficios el aporte propio a la tecnología), se tiene que  $k_i$  será igual para todas las firmas y, por lo tanto,  $K = kL$ .

---

forma intensiva de la función de producción. Puesto que en equilibrio la razón  $H/K$  es constante, también lo es  $f(H/K)$  y, obviamente, lo será  $A$ . Ver Barro y Sala-i-Martin (1995), Capítulo 4.

<sup>12</sup> Como se verá más adelante, el hecho de que los modelos de crecimiento endógeno no predigan convergencia, no significa que el hallazgo (empírico) de convergencia (absoluta o condicional) sea evidencia a favor del modelo de crecimiento exógeno. Varios tipos de modelos de crecimiento endógeno predicen que, al menos en determinadas etapas del desarrollo, los países más rezagados crecerán más rápido que los más avanzados, sin que por ello vayan a converger.

De este modo, a partir de (13) y (14) el producto medio y el marginal del capital serán:

$$\frac{y_i}{k_i} = A L^{1-a} \quad (15)$$

$$\frac{\partial Y_i}{\partial K_i} = A a L^{1-a} \quad (16)$$

donde (16) viola claramente una de las condiciones de Inada.

En equilibrio descentralizado, la tasa de crecimiento de la economía será:

$$\frac{\dot{K}}{K} = \frac{I}{q} (A a L^{1-a} - d - r) \quad (17)$$

Nuevamente, las economías en estado estacionario crecen, sin que sea necesario que exista progreso tecnológico y no existe ninguna tendencia hacia la convergencia.

### 2.2.3. Modelo de Lucas-Uzawa (Lucas, 1988).

Este modelo plantea una función de producción con los supuestos neoclásicos, que depende del stock de capital y de las unidades de trabajo efectivas. Las unidades de trabajo efectivas, a su vez, dependen del nivel de habilidades de los individuos, quienes destinan parte de su tiempo no ocioso a la acumulación de capital humano (habilidades).

Asumiendo individuos idénticos (idénticas preferencias e idéntica decisión de trabajo-acumulación de capital humano), y la función de crecimiento del stock de capital humano:

$$\dot{h}_t = j (1 - u_t) \quad (18)$$

se tiene que el nivel de producto será:

$$Y_t = L_t c_t + \dot{K}_t = A K_t^a (u_t h_t L_t)^{1-a} h_t^{*g} \quad (19)$$

donde  $j$  y  $g$  son constantes no negativas y  $h^*$  es el nivel de capital humano promedio de la economía. El supuesto clave del modelo pasa por la existencia de la externalidad que provoca un mayor nivel de capital humano agregado (dada por el último factor de (19)). Puesto que cada individuo no internaliza su contribución al nivel de habilidades promedio de la economía, los resultados de una economía descentralizada serán subóptimos. Considerando entonces  $h^*$  como dado, en equilibrio la maximización por parte de los individuos

de una función de utilidad con aversión relativa al riesgo constante implicará:

$$\begin{aligned}\frac{\dot{K}}{K} &= \frac{\dot{c}}{c} + n \\ \mathbf{n} &= \frac{\dot{h}_t}{h_t} = \mathbf{j} (1 - u) \\ \frac{\dot{k}}{k} &= \frac{\dot{c}}{c} = \mathbf{n} \frac{1 - \mathbf{a} + \mathbf{g}}{1 - \mathbf{a}} \\ s_t &= s\end{aligned}\tag{20}$$

donde  $c$  es el consumo per cápita,  $n$  es la tasa de crecimiento de la población, y  $v$  es una constante a la cual crece el nivel promedio de capital humano de la población en el equilibrio.

La solución del modelo descentralizado implica que  $v$  es:

$$\mathbf{n} = \frac{(1 - \mathbf{a})(\mathbf{j} - \mathbf{r} + n)}{\mathbf{q}(1 - \mathbf{a} + \mathbf{g}) - \mathbf{g}}\tag{21}$$

de este modo, la decisión de invertir en capital humano está asociada positivamente a la eficiencia en la acumulación del mismo (dada por  $\mathbf{j}$ ) y negativamente a la tasa de descuento ( $\mathbf{r}$ ) y al coeficiente de aversión relativo al riesgo ( $\mathbf{q}$ )<sup>13</sup>.

Si bien la existencia de la externalidad afecta positivamente al crecimiento en equilibrio, no es necesaria para generar crecimiento endógeno. Si  $\gamma = 0$ , entonces el consumo per cápita en estado estacionario crecerá a una tasa idéntica a la de acumulación de capital humano<sup>14</sup>. Por el contrario, si  $\varphi > 0$ , las variables en estado estacionario crecerán a una tasa mayor que la correspondiente a la acumulación de capital humano<sup>15</sup>.

De acuerdo al modelo, dos economías con idénticos parámetros pero diferentes valores para los stocks iniciales de capital (físico y humano) crecerán a una misma tasa, por lo que aquella inicialmente más pobre continuará siéndolo. Lógicamente, la hipótesis de convergencia no se verifica si el comportamiento de las economías es el descrito por este modelo.

---

<sup>13</sup> Esta fórmula es válida en la medida en que  $v < \mathbf{j}$ .

<sup>14</sup> En este caso la tasa de acumulación de capital humano tiene un rol similar al del progreso tecnológico a la Harrod en el modelo original de Solow. La diferencia es que en aquél el progreso tecnológico era exógeno, mientras que en este modelo la acumulación de capital humano (y el crecimiento) se deriva de la optimización de los agentes.

<sup>15</sup> En el caso en que no exista la externalidad, la solución descentralizada es idéntica a la del planificador central, si existe, la diferencia entre ambas viene dada por  $\mathbf{n}^* - \mathbf{n} = \mathbf{g}(\mathbf{r} - n) / (1 - \mathbf{a} + \mathbf{g})$  donde  $v^*$  es la tasa de acumulación en el caso centralizado.

#### 2.2.4. Modelos a la Barro

El modelo de crecimiento a la Barro introduce los bienes públicos como factor adicional en la función de producción (puede pensarse en estos como infraestructura) que, en la especificación más sencilla, no están sujetos a congestión y no existe posibilidad de exclusión. En este modelo el gobierno, mediante impuestos, recauda parte del producto que transforma -en una relación uno a uno- en bienes públicos que afectan la producción de todas las firmas. En el caso de la Cobb-Douglas, la función de producción de cada firma queda planteada como:

$$Y_i = A L_i^{1-a} K_i^a G^{1-a} \quad (22)$$

donde  $G$  representa los bienes públicos. En la medida que  $G$  esté fijo, las firmas enfrentan retornos constantes a escala y rendimientos decrecientes de sus propios factores. Sin embargo, en la medida que  $G$  crezca conjuntamente con  $K$ , la función presenta retornos crecientes a escala y, con  $L$  constante, retornos constantes a  $K$  y  $G$ .

Si suponemos un gobierno benevolente (maximiza la función de utilidad de un individuo representativo) operando con presupuesto equilibrado, la solución descentralizada del modelo implicará:

$$t = \frac{G}{Y} = 1 - a \quad (23)$$

donde  $\tau$  es la tasa de impuestos. La productividad marginal del capital, después del pago de impuestos será:

$$(1 - t) \frac{\partial Y_i}{\partial K_i} = (1 - t) a A^{\frac{1}{a}} (L t)^{\frac{(1-a)}{a}} \quad (24)$$

que es constante para distintos niveles de  $K$ . En equilibrio, la tasa de crecimiento de la economía descentralizada será igual a:

$$\frac{\dot{k}}{k} = \frac{1}{q} ((1 - t) a A^{\frac{1}{a}} (L t)^{\frac{(1-a)}{a}} - d - r) \quad (25)$$

Nótese que tanto este modelo como en el de *learning-by-doing* en sus especificaciones más sencillas replican el resultado del modelo AK. Las expresiones  $(1 - t) a A^{\frac{1}{a}} (L t)^{\frac{(1-a)}{a}}$  de (25) y  $A a L^{1-a}$  en (17) cumplen el papel de la constante  $A$  en (12).

En definitiva, desde un punto de vista formal, para generar crecimiento de las variables per cápita en

equilibrio los modelos de crecimiento endógeno violan las condiciones de Inada, impidiendo que la productividad marginal del factor capital tienda a cero cuando éste crece ilimitadamente. Esto contrasta con la hipótesis de convergencia, derivada del modelo de Solow.

Las extensiones del modelo de Solow incorporan el capital humano como factor productivo y permiten diferencias entre países en los valores de las variables exógenas (las fundamentales son tasa de crecimiento poblacional, propensión a ahorrar y evolución de la tecnología). Desde un punto de vista empírico esto le permite explicar mucho mejor las diferencias entre los países<sup>16</sup>; pero, conceptualmente, el problema del modelo es que no explica por qué las variables “exógenas” varían entre los distintos países. Las explicaciones posibles pasan por diferencias de gustos, políticas, etc.

La nueva teoría del crecimiento tiene la ventaja de considerar en el análisis las posibles interrelaciones entre tasas de fertilidad, tasas de ahorro, niveles de educación, evolución tecnológica, etc. y crecimiento económico; determinando sus valores simultáneamente. En este sentido, los modelos de crecimiento endógeno son mucho más atractivos que el de Solow.

Después de la presentación de las definiciones de convergencia en el próximo punto, en la Sección 3 se discute en detalle los hallazgos y problemas empíricos principales.

### 2.3. Convergencia y Persistencia de Desigualdad: Definiciones<sup>17</sup>

Considérese el siguiente proceso para el logaritmo del producto per cápita de las provincias sobre el promedio nacional:

$$y_t^i = a y_0^i + b y_{t-1}^i + e_t^i \quad (26)$$

donde los errores ( $e$ ) están independiente e idénticamente distribuidos con media cero y varianza  $S_e^2$  y los  $y_0^i$  están dados. Bajo este proceso, el valor de  $y_t^i$  cuando  $t$  tiende a infinito, si  $b$  es menor que uno en valor absoluto, será:

$$E_0(y_t^i) \rightarrow \frac{a y_0^i}{1-b} \quad \text{cuando } t \rightarrow \infty \quad (27)$$

donde se ve claramente que si  $|b| < 1$  y  $a \neq 0$ , el producto, cuando  $t$  tiende a infinito, dependerá del producto inicial. Si  $b$  es igual a uno la esperanza de  $y_t^i$  en el infinito será  $(t + 1) y_0^i$  y si  $b$  es mayor que uno y  $a$

---

<sup>16</sup> Ver Mankiw, Romer y Weil (1992). En la Sección 3 se discute este punto con más detalle.

positivo,  $y_t^i$  tenderá a más infinito cuando  $y_0^i$  sea positivo y a menos infinito para las de  $y_0^i$  negativo<sup>18</sup>.

### 2.3.1. *b*-Convergencia

Existe  $\beta$ -convergencia cuando las economías inicialmente más pobres crecen, en promedio, más rápido que las ricas. En términos del ejemplo que se viene desarrollando, es fácil llegar a que:

$$y_T^i = c y_0^i + \mathbf{g}^i \quad (28)$$

donde  $c = b^T + a \sum_{j=0}^{T-1} b^j$  y  $\mathbf{g}^i = \sum_{j=1}^T b^{T-j} \mathbf{e}^j$ . Si las economías inicialmente más pobres crecen más rápido aumentan su ingreso relativo, por lo que para que haya  $\beta$ -convergencia es necesario que  $c$  sea menor que uno.

### 2.3.2. *s*-Convergencia

Se dice que hay  $\sigma$ -convergencia si la dispersión de los ingresos de las distintas economías tiende a disminuir a través del tiempo. Esto es si  $\Sigma_t \leq \Sigma_s$  para  $s < t$ ; donde

$$\Sigma_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_t^i \quad (29)$$

De acuerdo al proceso descrito por (26), habrá  $\sigma$ -convergencia si<sup>19</sup>:

$$\Sigma_0 > \frac{a^2 \Sigma_0}{(1-b)^2} + \frac{\mathbf{s}_e^2}{(1-b)^2} \quad (30)$$

para que esta desigualdad se verifique es condición necesaria  $[a/(1-b)] < 1$ .

<sup>17</sup> Este punto sigue la discusión presentada en Canova y Marcet (1995).

<sup>18</sup> Los casos "raros" serían que  $a$  sea menor que cero y que  $b$  sea menor que -1. En el primer caso las economías más pobres al comienzo terminarían siendo las más ricas, mientras que en el segundo  $y_t^i$  sería más infinito en los períodos pares y menos infinito en los impares.

<sup>19</sup> Una demostración formal de esta condición puede encontrarse en Morandé, Soto y Pincheira (1997).



### 2.3.3. Raíz unitaria

Bernard y Durlauf (1996) plantea que dos economías convergen si las diferencias que pueden existir entre sus niveles de producto per cápita tienden a disminuir (o a cero) a medida que pasa el tiempo.

**Definición 1:** Dos regiones convergen en el período  $t$  a  $t+T$  si se espera (en  $t$ ) que la diferencia entre los productos per cápita sea menor en  $t+T$ . Si  $Y_i > Y_j$ :

$$E ( Y_i^{t+T} - Y_j^{t+T} / \mathbf{z}_t ) < Y_i^t - Y_j^t \quad (31)$$

donde  $\zeta_t$  es el set de información en el momento  $t$ .

**Definición 2:** Dos regiones convergen si la esperanza de la diferencia entre los productos per cápita cuando  $t$  tiende a infinito es cero.

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E ( Y_i^{t+k} - Y_j^{t+k} / \mathbf{z}_t ) = 0 \quad (32)$$

Obviamente, si dos regiones convergen de acuerdo a esta última definición también lo hacen de acuerdo a la primera.

Si dos economías tienen función de producción neoclásica, idénticos parámetros e igual distribución de probabilidad de errores, convergerán de acuerdo a ambas definiciones. En términos del ejemplo planteado y suponiendo iguales parámetros y distribución de shocks, la diferencia entre los productos de dos economías cuando  $t$  tiende a infinito es, de acuerdo a (27):

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E ( y_t^i - y_t^j ) = \frac{a}{1-b} ( y_0^i - y_0^j ) \quad (33)$$

Por lo tanto, para que se verifique la definición 1 es condición necesaria y suficiente  $|a/(1-b)| < 1$ , y para que exista convergencia de acuerdo a la definición 2 es necesario y suficiente que  $a=0$ .

### 2.3.4. Persistencia de la desigualdad

**No Condicional:** Los productos per cápita de un grupo de economías exhiben persistencia de desigualdad si la función que define la esperanza del producto relativo cuando  $t$  tiende a infinito es monótonamente creciente en el producto relativo inicial.

Sea:

$$\begin{aligned} w^i &= \lim_{t \rightarrow \infty} E_0 ( y_t^i ) \\ E_i ( w^i / y_0^i ) &= f ( y_0^i ) \end{aligned} \quad (34)$$

existirá persistencia de la desigualdad si  $f' < 0$ .

**Condición:** Las economías exhiben persistencia de la desigualdad condicional en un set de variables  $X_i$  si  $f' < 0$  para todo  $X_i$ , definiendo  $f$  como:

$$E_i (w^i / y_0^i, X_i) = f(y_0^i, X_i) \quad (35)$$

En términos del proceso descrito por la ecuación (26), habrá persistencia de la desigualdad siempre que  $a$  sea distinto de cero. En la medida que  $a/(1-b)$  sea menor que uno, la desigualdad tenderá a disminuir a través del tiempo.

El Cuadro 1 resume las condiciones requeridas por las distintas nociones de convergencia:

**Cuadro 1 - Definiciones de Convergencia**

	$ b  < 1$			$b=1$	$b>1$
	$a=0$	$0 < a/(1-b) < 1$	$a/(1-b) > 1$		
Canova y Marcet	x				
$\beta$ convergencia	x	x			
$\sigma$ -convergencia	$x^*$	$x^{**}$			
R. Unitaria (Def.2)	x	x	x		x

$$(*) \text{ Si } \Sigma_0 < \frac{S_e^2}{(1-r)^2}; \quad (**) \text{ Si } \Sigma_0 > \frac{a^2 \Sigma_0}{(1-r)^2} + \frac{S_e^2}{(1-r)^2}$$

### 3. Revisión de la literatura empírica

#### 3.1. Evidencia empírica

La evidencia empírica internacional en materia de crecimiento y convergencia es vastísima. A partir de Baumol (1986), la literatura que aborda el tema se ha acrecentado rápidamente, planteando diferentes críticas (teóricas y empíricas) y métodos alternativos de estimación. Baumol (1986) encuentra fuerte evidencia de convergencia absoluta y de  $\sigma$ -convergencia para un grupo de países industrializados con información desde 1870. Para un grupo de países más amplio (y con información posterior a la segunda guerra mundial) encuentra que la convergencia abarca también a países de desarrollo intermedio y a aquéllos centralmente planificados (posiblemente como un “club” distinto del de las economías industrializadas); y quedan excluidos de este proceso los países subdesarrollados. La razón por la que algunas economías convergerían sería la posibilidad de los distintos países de “aprovecharse” de la característica de bien público del progreso

tecnológico en la(s) economía(s) líder(es). Estos resultados, sin embargo, fueron criticados en De Long (1988), quien argumenta que la convergencia se explicaría por el sesgo de selección ex-post de los países que entran en la muestra y submuestras.

Barro (1991), con un corte transversal de 98 países, encuentra independencia entre tasa de crecimiento y producto bruto inicial (ausencia de convergencia absoluta) para el período 1960-1985. Sin embargo, al condicionar por proxys del stock de capital humano, sí detecta evidencia de convergencia condicional. Igualmente, halla que el capital humano está asociado negativamente con la tasa de fertilidad y positivamente con el porcentaje del producto destinado a inversión, tal como sugieren algunos modelos de crecimiento endógeno: Barro y Becker (1989) y Becker, Murphy y Tamura (1990) implican relaciones negativas entre capital humano y fertilidad; Romer (1990) y Becker, Murphy y Tamura (1990) proponen una asociación positiva entre capital humano e inversión. Ambos factores contribuyen a la relación positiva entre capital humano y crecimiento: al incluir fertilidad y porcentaje del producto destinado a inversión como regresores de la tasa de crecimiento, el coeficiente del capital humano disminuye sensiblemente (sin dejar de ser significativo).

Otras variables consideradas en el trabajo son gastos en consumo del sector público, proxies de inestabilidad política y de distorsiones de precios, y dummies para los países africanos y latinoamericanos (todas ellas negativamente asociadas al crecimiento). El hecho de que éstas últimas hayan resultado significativas indica que el modelo no captura totalmente las características de los países de estas regiones. La evidencia empírica de convergencia para regiones o estados de un mismo país hallada por Barro y Sala-i-Martin se encuentra en el Cuadro 2.

**Cuadro 2: Evidencia empírica internacional (b-convergencia)**

<b>País</b>	<b>Regresión simple b, (error estándar)</b>	<b>Estimación de panel b, (error estándar)</b>
EE.UU. (1880-1990)	0.017, (0.002)	0.022, (0.002)
Japón (1955-1990)	0.019, (0.004)	0.031, (0.004)
Europa (1950-1990)	0.015, (0.002)	0.018, (0.002)
Alemania (1950-1990)	0.014, (0.005)	0.016, (0.006)
R. Unido (1950-1990)	0.030, (0.007)	0.029, (0.009)
Francia (1950-1990)	0.016, (0.004)	0.015, (0.003)
Italia (1950-1990)	0.010, (0.003)	0.016, (0.003)
España (1955-1987)	0.023, (0.007)	0.019, (0.005)
Canadá (1961-1991)	0.024, (0.008)	.-.

*Fuente: IERAL de Fundación Mediterránea, en base a X. Sala-i-Martin (1996).*

La homogeneidad es mayor, en general, entre regiones de un mismo país que entre países, y esto hace que la hipótesis de convergencia absoluta sea más plausible. Empíricamente, el hecho de que se trate de regiones de un mismo país (excepto en el caso de toda Europa) implica que no es necesario controlar la estimación por factores que sólo varían entre países (índices que aproximan el respeto por los derechos de

propiedad, el grado de democracia, etc.). En la primera columna del Cuadro 2 se estima la tasa de crecimiento del producto per cápita como función solamente del producto per cápita al inicio del período (hipótesis de convergencia absoluta). Por otra parte, en la estimación de panel (columna 2) se controla por posibles efectos regionales y temporales, así como por posibles diferencias estructurales (convergencia condicional)<sup>20</sup>. En ninguno de los países analizados la hipótesis de convergencia condicional es rechazada.

Con un enfoque diferente al de Barro y Sala-i-Martin, Mankiw, Romer y Weil (1992) estudian la validez del modelo de Solow analizando cuánto de la variabilidad (en un corte transversal) del ingreso per cápita se explica a través del modelo<sup>21</sup>. Inicialmente plantean el modelo de Solow con dos factores (capital y trabajo) obteniendo signos correctos en los resultados, pero las participaciones de los factores (deducibles a partir de la estimación) no son adecuadas. Para corregir este resultado, incorporan a la función de producción (y a la estimación) el capital humano, cuya correlación con la tasa de ahorro y la de crecimiento de la población podría estar sesgando las estimaciones. Los resultados del modelo de Solow ampliado son consistentes, tanto con el signo de los parámetros como con la magnitud de las participaciones de los factores que aquellos implican. Finalmente, se realiza un análisis de convergencia condicional en el nivel de capital humano, en la tasa de ahorro y en la de crecimiento poblacional, encontrando evidencia de convergencia para las tres muestras de países utilizadas. La velocidad de convergencia estimada es, al igual que para otros autores, de alrededor del 2%. Uno de los supuestos implícitos es que el nivel inicial de tecnología de todos los países es igual; el no cumplimiento de este supuesto implicaría la existencia de efectos fijos, que sesgarían hacia abajo la estimación de la tasa de convergencia.

J. Temple (1995) analiza la robustez de los resultados de Mankiw, Romer y Weil a cambios en las muestras, considerando la posibilidad de errores de medición. Encuentra que los resultados de convergencia y los parámetros tecnológicos derivados de estimar el modelo de Solow son muy sensibles a la submuestra que se considere y, por lo tanto, muy poco confiables. En particular, es posible que los resultados de Mankiw, Romer y Weil se expliquen por la presencia de algunos *outliers* o por diferencias entre los grupos de países más ricos y los más pobres. Al trabajar con submuestras (y excluyendo *outliers*) encuentra que el resultado no es robusto ni para los países de la OECD ni para los en desarrollo (como grupos separados). Al dividir la muestra total en cuartiles según nivel de ingreso per cápita, encuentra que los parámetros estimados varían significativamente. Por otra parte, para medir la sensibilidad a posibles errores de medición, utiliza la técnica de *reverse*

---

<sup>20</sup> Los resultados del Cuadro 2 se encuentran en Sala-i-Martin, X. (1996). Hay detalles de las variables incluidas para cada país en las estimaciones de panel en Barro, R. y X. Sala-i-Martin (1995), Capítulo 11.

<sup>21</sup> La estimación de Mankiw, Romer y Weil supone que los países se encuentran en sus niveles de estado estacionario, regresionando entonces el log del producto per cápita contra el de la propensión marginal a ahorrar y el de la tasa de depreciación efectiva del capital.

*regression*<sup>22</sup>, encontrando bandas para los verdaderos valores de los parámetros demasiado amplias ([0,1;0,6] para la participación del capital físico y [0,1;0,5] para el capital humano). Al analizar la convergencia condicional ante posibles errores de medición en las variables, la verdadera velocidad de convergencia varía entre un 0,3% y un 6,7%. De acuerdo al análisis del autor, la imprecisión en las estimaciones por errores de medición en las variables casi invalida cualquier inferencia posterior a partir de las estimaciones de corte transversal.

El método de estimación utilizado por Mankiw, Romer y Weil presenta, al igual que el de Barro y Sala-i-Martin de corte transversal, el problema de sesgo de efecto fijo tan frecuente en análisis de este tipo. Loayza (1994) realiza (para la misma muestra que Mankiw, Romer y Weil) una estimación de panel con el procedimiento de la matriz Pi de Chamberlain, que permite tratar tanto el problema de efectos fijos específicos de cada país como posibles errores de medición<sup>23</sup>. Como resultado de la estimación (y tomando en cuenta las diferencias en capital humano), el autor encuentra que la velocidad de convergencia de cada economía a su propio nivel de estado estacionario es de casi el 5%. Esto implica que después de catorce años, la brecha entre el nivel actual y el de estado estacionario se reduce a la mitad (si la velocidad es del 2%, el período es de 34 años). Esta velocidad de convergencia implica (en una función de producción Cobb Douglas), una participación del capital en el producto total de alrededor del 35%.

Si bien la evidencia empírica de aquellos trabajos que siguen la línea de Barro y Sala-i-Martin es homogénea (hallándose casi siempre una velocidad de convergencia (8) de alrededor del 2% anual), existe también evidencia empírica que otros autores hallaron (utilizando otros métodos de estimación), y contradice decisivamente a la de Barro y Sala-i-Martin:

- Canova y Marcet (1995) rechaza la hipótesis de convergencia absoluta, encontrando que el producto bruto inicial es la variable más importante a la hora de explicar las diferencias de niveles de estado estacionario. A su vez, con la metodología propuesta por ellos, encuentran que la velocidad de convergencia - cada región a su propio estado estacionario- es sensiblemente superior a la de Barro y Sala-i-Martin (11% entre países y 23% entre regiones).
- Por su parte, D. Quah argumenta que la regularidad de la evidencia empírica se explica, al menos parcialmente, por el hecho de que las series de productos poseen raíz unitaria. Propone luego una metodología de análisis donde separa el problema de la convergencia del de crecimiento, analizando simplemente la evolución de la distribución del corte transversal a través del tiempo. Su principal hallazgo es la polarización y la formación de clubes de convergencia: distintos

---

<sup>22</sup> Ver Klepper, S. y E. Leamer (1984), "Consistent Sets of Estimates for Regressions with Errors in All Variables", *Econometrica*, 52, pp. 163-183.

grupos de países o regiones convergen a distintos niveles de estado estacionario (iguales para miembros de un mismo club, pero distinto para cada club).

Para Argentina y Latinoamérica los trabajos no son tan abundantes. V. Elías (1994) realiza un análisis de  $\beta$ -convergencia para Argentina, Brasil y Perú. Para el caso argentino trabaja con dos subperíodos (1880-1953 y 1953-1985), y no encuentra convergencia absoluta para ninguno de los dos. Al condicionar sus estimaciones por niveles de capital humano y composición sectorial del producto al inicio del período el signo del coeficiente del producto al inicio del período se corrige, pero en ningún caso resulta significativo.

Para el caso de Brasil tampoco halla evidencia de convergencia absoluta (períodos 1939-1975 y 1939-1980) para todos los Estados, pero al introducir una dummy para los Estados del norte y noreste (más pobres) sí la encuentra. Para Perú (1970-1989) la evidencia de convergencia absoluta es importante.

Por su parte, G. Porto (1994) analiza el caso de las provincias argentinas, encontrando que no existe convergencia absoluta ni tampoco condicional al incluir dummies regionales (período 1953-1980). Al condicionar por variables de políticas públicas como niveles de gasto de los gobiernos provinciales (total y en educación y desarrollo de la economía y sanidad) o políticas redistributivas, los resultados son más favorables a la hipótesis de convergencia. Asimismo, el trabajo analiza la convergencia de otros indicadores de bienestar como las Necesidades Básicas Insatisfechas, Tasa de Mortalidad Infantil, Tasa de Analfabetismo e Índices de Desarrollo Humano. encontrando fuerte evidencia de convergencia<sup>24</sup>.

En G. Porto (1995) se estudia la hipótesis de convergencia de las provincias argentinas para el período 1980-1988, tanto para el PBG total como para el industrial. Para este período, se verifica un aumento en la dispersión de producto per cápita provincial (se rechaza  $\sigma$ -convergencia). Del mismo modo, la hipótesis de convergencia absoluta es también rechazada. Al controlar por distintas variables relacionadas a los sectores públicos provinciales (y a pesar de ser significativas) la hipótesis de convergencia condicional fue también rechazada. Variables de infraestructura no resultaron significativas para explicar el crecimiento.

El caso de Producto Industrial es diferente: en primer lugar, la evidencia empírica favorece tanto la hipótesis de convergencia absoluta como la de convergencia condicional (en variables de infraestructura). Al controlar por estas variables, la significatividad del producto inicial disminuye, indicando que la inversión en infraestructura promueve la convergencia. La hipótesis de  $\sigma$ -convergencia también es rechazada para el producto industrial.

---

<sup>23</sup> El método de estimación está desarrollado en Chamberlain, G. (1984); "Panel Data", **Handbook of Econometrics**, Vol. 2, Z. Griliches y M. Intriligator (eds.).

<sup>24</sup> La convergencia de estos indicadores se explica simplemente por los rendimientos decrecientes a que están sujetos aquellos programas tendientes a mejorar los índices (es esperable, ceteris paribus, que una escuela "rinda" más -en términos de afectar la tasa de analfabetismo- en una zona con tasas elevadas de analfabetismo).

La convergencia de las regiones de Chile es analizada por R. Fuentes (1996), encontrando una tasa de convergencia absoluta para el período 1960-1990 del 1,6% (incorporando una dummy para la II Región). Al condicionar por el stock inicial de capital humano, la velocidad de convergencia aumenta a casi el 2%. La velocidad de convergencia difiere significativamente entre las distintas décadas.

Para las regiones de Chile (período 1960-1992 y 1980-1992), en F. Morandé, R. Soto y P. Pincheira (1997) se realiza un análisis con las metodologías tanto de Barro y Sala-i-Martin como la de Bernard y Durlauf y la de Canova y Marcet. Aplicando la primera se encuentra evidencia de convergencia absoluta, con una velocidad del 2,3% para 1960-1992. Al condicionar por distintas variables como escolaridad, nivel de pobreza extrema, participación de las actividades primarias en el PBG e inversión del sector público, encuentran -para el período 1980-1992- una velocidad de convergencia del 4,8%.

Con el test de raíz unitaria para la diferencia de PBG per cápita respecto a la Región Metropolitana (metodología de Bernard y Durlauf) no pueden rechazar la hipótesis nula de no convergencia (raíz unitaria) para ninguna de las doce regiones restantes.

Finalmente, al aplicar la metodología de Canova y Marcet se encuentra que existe persistencia de la desigualdad, pese a que los niveles de estado estacionario son muy similares. Las diferencias entre ellos se explicarían -además de por el nivel inicial de producto- por diferencias en infraestructura, en dotación de recursos naturales, y por condiciones de extrema pobreza al inicio del período.

En síntesis, la regularidad empírica de la literatura a nivel internacional parece no corresponder con las investigaciones para América Latina en general ni para Argentina en particular. Una explicación posible de esto puede estar en la disponibilidad y en la confiabilidad de los datos para nuestros países.

### **3.2. Limitaciones metodológicas de los análisis de $\beta$ -convergencia**

Pese a que la mayor parte de la evidencia empírica existente (tanto a nivel nacional como internacional) sobre convergencia está basada en la metodología utilizada por Barro y Sala-i-Martin, ésta está sujeta a algunas limitaciones que es necesario destacar.

- En el caso en que se teste convergencia absoluta, la posible existencia de efectos fijos y la omisión de otras variables relevantes sesgarían hacia abajo la estimación de la velocidad de convergencia.
- Si bien en las estimaciones de panel se contempla la existencia de efectos individuales, el método utilizado puede no ser el adecuado. Trabajos como los de Loayza (1994), y Caselli, Esquivel y Lefort (1996) señalan como conveniente el método de la Distancia Mínima propuesto por Chamberlain (o método de la matriz Pi de Chamberlain) que además de tener las propiedades

asintóticas deseadas, considera la posible existencia de correlación serial en los errores<sup>25</sup>.

- Un problema adicional en la estimación de convergencia condicional a partir de información de corte transversal solamente surge de la posible endogeneidad de algunas variables, en particular, aquellas que se utilizan como promedio del mismo período para el cual se computa la tasa de crecimiento. Es muy probable que dependan igualmente del crecimiento del producto en ese período, y sean por lo tanto endógenas en el modelo. Una solución parcial a este problema presentan Barro y Sala-i-Martin (1995), y es aplicar en la estimación de panel el método SUR de Zellner, que tomará en cuenta la posible existencia de efectos individuales aleatorios correlacionados a través del tiempo. Sin embargo, como señalan Caselli, Esquivel y Lefort (1996), el supuesto de efectos aleatorios no es adecuado para este tipo de modelos -donde la variable explicada rezagada aparece como variable explicativa- y por lo tanto (al ser los efectos individuales fijos) existirá correlación entre el error y las variables del lado derecho y las estimaciones obtenidas serán inconsistentes<sup>26</sup>.
- Un problema adicional del método ocupado para testear convergencia es señalado por Bernard y Durlauf (1996): por la especificación de la ecuación, para que el parámetro que acompaña al producto inicial sea negativo, sólo se requiere que **en promedio** aquéllas economías más ricas crezcan más lento, por lo que estos tests nunca podrían detectar si en realidad sólo algunas economías convergen y otras no<sup>27</sup>.
- Si bien los modelos de crecimiento difieren en cuanto a predicciones de convergencia, las estimaciones que se realizan para testearla no permiten distinguir si el modelo que da origen a los datos es de crecimiento exógeno o endógeno. La explicación intuitiva es sencilla, y se puede ver a partir del Gráfico 2. Si la función de producción de las economías es:  $Y = A K + B K^a L^{1-a}$  y la nube de puntos correspondiente a las economías está donde los rendimientos del capital aún son decrecientes, el test predecirá convergencia cuando en realidad no la hay. Obviamente, existe en este caso un problema con el método de estimación (o con la representatividad de la muestra), pero en la práctica es lo más común la estimación lineal (a la Barro) de la tasa de crecimiento del producto en un determinado período contra el logaritmo del

---

<sup>25</sup> Islam (1995) encuentra velocidades de convergencia similares (superiores a aquélla de un solo corte transversal) trabajando tanto con el estimador de variables dummy como con el de distancia mínima.

<sup>26</sup> Como solución a los problemas de endogeneidad y de efectos individuales fijos, Caselli, Esquivel y Lefort (1996) proponen un estimador a partir de la aplicación del método generalizado de momentos. Este estimador es siempre consistente, pero menos eficiente que el de mínima distancia si el supuesto de estricta exogeneidad se cumple (Caselli, Esquivel y Lefort (1996)).



producto inicial, y no permite inferir si el verdadero modelo es uno de crecimiento exógeno o uno endógeno. Por otra parte, si el verdadero modelo es el de Solow y las economías se encuentran próximas a sus niveles de estado estacionario, posiblemente el test indicará que no hay convergencia cuando en realidad sí la hay (en este caso sería apropiado utilizar el test de series de tiempo propuesto por Bernard y Durlauf (1996))<sup>28</sup>.

- Desde un punto de vista empírico, las estimaciones de  $\beta$ -convergencia realizadas a nivel internacional implican (a través de un modelo de Solow) valores para algunos parámetros (como la participación del capital), que no son consistentes con los observados en la realidad<sup>29</sup>. Adicionalmente, el modelo de Solow predice que el libre comercio debería llevar a la rápida (instantánea) igualación de las razones trabajo/capital y a la igualación de los precios de los factores, hechos que tampoco se ajustan a las observaciones empíricas (Lucas, 1988).

---

<sup>27</sup> Como se mencionó antes, D. Quah en varios de sus trabajos se preocupa por la evolución de la distribución de los ingresos per cápita y considera la posibilidad de la existencia de “clubes” de convergencia.

<sup>28</sup> Una demostración formal de que los test de  $\beta$ -convergencia no permiten distinguir entre modelos puede hallarse en Kocherlakota y Yi (1995).

<sup>29</sup> Para testear la validez de las estimaciones se calcula (aproximadamente) el valor de la participación del capital en el producto total y se contrasta este valor con el implicado por la estimación de convergencia. En términos de la ecuación (2) de la Sección 2, el parámetro  $\alpha$  mide la participación del capital y es igual a  $[1 - \beta / (x + n + \delta)]$ , donde  $x$  es la tasa de progreso tecnológico,  $n$  la de crecimiento de la población y  $\delta$  la de depreciación del capital. Lamentablemente, la poca confiabilidad de los datos (especialmente de  $x$  y  $\delta$ )

Pese a las limitaciones que presenta la metodología de Barro y Sala-i-Martin, la primera aproximación al problema empírico de convergencia que se realiza en la próxima sección utilizará esta metodología. Los objetivos de estas estimaciones son, por un lado, realizar una primera aproximación sencilla que arroje luz sobre las variables que ayudan a explicar las diferencias en tasas de crecimiento y, por otro, tener un punto de referencia que permita comparar los resultados con los de otros autores (que en su gran mayoría han realizado estimaciones con un solo corte transversal o mediante panel). Adicionalmente, en la próxima sección se realizan estimaciones de  $\sigma$ -convergencia, de convergencia de acuerdo a la metodología de series de tiempo de Bernard y Durlauf y, finalmente, de persistencia de desigualdad de acuerdo a la definición y metodología propuestas por Canova y Marcet (1995).

#### 4. Estimaciones empíricas

Entre las variables que afectan al crecimiento y, por lo tanto, se incluyen generalmente en las estimaciones empíricas, están las que aproximan diferencias en stock de capital humano, diferencias en las tecnologías disponibles y estructuras productivas<sup>30</sup>, variables que afectan las posibilidades de desarrollo como las de infraestructura, y otras que afectan continuamente la marcha de las economías, como la injerencia del Estado (no sólo desde el punto de vista de las cuentas fiscales sino también desde el rol de garante de los derechos de propiedad). Existen además otras variables, relevantes sólo cuando el objeto de estudio son países (o regiones de diferentes países), que controlan por inestabilidad política, problemas de corrupción, etc.

Para el caso del estudio de las provincias argentinas, la disponibilidad de datos es una limitación seria cuando se trata de realizar las estimaciones. Como variables de capital humano se utilizan la escolarización secundaria, tasa de analfabetismo, tasa de mortalidad infantil y esperanza de vida al nacer de cada provincia; como variables de comportamiento del sector público se cuenta para algunos años con información presupuestaria de los gastos corrientes, los recursos tributarios y la inversión real. Para considerar las diferencias en estructuras productivas se considera una variable que mide participación en el producto total de las actividades primarias y otra que considera las actividades de servicios<sup>31</sup>.

Sin dudas, aproximar el desarrollo de las regiones con el producto bruto geográfico per cápita de cada provincia es una limitación del el análisis. Las principales falencias del PBG per cápita como indicador de

---

impide realizar este tipo de estimaciones para el caso de Argentina, puesto que los valores resultantes serían muy sensibles a la "elección" de los valores de los parámetros.

<sup>30</sup> Lógicamente, la relevancia de esta variable no se deriva de los modelos teóricos anteriores de crecimiento donde, en general, se considera la producción de un solo bien. Sin embargo, es obvio que la evolución de los precios relativos de los diferentes bienes afectará de modo desigual a las distintas regiones según los patrones de especialización.

<sup>31</sup> En el Anexo 2 se describen las variables utilizadas para las estimaciones empíricas.

desarrollo se deben a<sup>32</sup>:

I. Se trata de un valor promedio (no considera desigualdades en el interior de cada provincia).

II. Deja de lado variables que claramente afectan al bienestar y que no necesariamente se reflejan en el PBG per cápita (menor acceso a prestaciones de salud, a actividades culturales propias de grandes ciudades, etc.).

III. No considera los saldos de remesas entre provincias. En Argentina este factor puede ser importante, debido a que la propiedad del factor capital de muchas empresas que producen físicamente en el interior del país corresponde a gente que vive en la Capital Federal, por lo que el PBG subestimaría en este caso el desarrollo de la Capital Federal (el hecho de que muchos trabajadores que producen en la Capital Federal residan en la provincia de Buenos Aires actuaría en la dirección opuesta al efecto anterior, es decir sobrestimando el desarrollo de la Capital Federal).

En la primera subsección se presentan los resultados de los enfoques de corte transversal y de datos de panel de Barro y Sala-i-Martin, en la segunda la estimación de  $\sigma$ -convergencia, luego los resultados de la metodología de series de tiempo de Bernard y Durlauf y, finalmente, los correspondientes al método de Canova y Marcet.

Dada la disponibilidad de datos, no sólo para el producto bruto geográfico sino también para las variables necesarias para condicionar las estimaciones, el período considerado para la estimación va desde 1960 hasta 1995.

#### 4.1. La $\sigma$ -Convergencia

El Gráfico 3 sirve como primera aproximación a la hipótesis de convergencia absoluta. Muestra la relación entre tasa de crecimiento del período y el logaritmo del producto bruto inicial (1960). Si bien es negativa -tal como indicaría el modelo de crecimiento de Solow-, la relación es débil. Los resultados de esta regresión se presentan en la columna 1 del Cuadro 3.

El Cuadro 3 incluye los resultados de la estimación lineal de la regresión de Barro para el período

---

<sup>32</sup> Análisis de convergencia podrían también realizarse con otros indicadores como el índice de desarrollo humano, tasas de analfabetismo, mortalidad infantil, etc. Sin embargo, en estos casos enfrentamos dos limitaciones serias: por un lado, la escasa disponibilidad de datos; y por otro, la falta de un cuerpo de teoría que respalde la hipótesis de convergencia en estas variables como lo son las teorías de crecimiento económico para la convergencia en producto per cápita.

completo<sup>33</sup>. En cada columna se presentan los valores de los estimadores, sus estadísticos t entre paréntesis, el  $R^2$  de la regresión (error estándar de la regresión entre paréntesis) y, en las últimas filas, la velocidad de convergencia implicada por la estimación y la cantidad de años en que se cierra la mitad de la brecha entre producto inicial y producto de estado estacionario implicada por esa velocidad de convergencia.

Para el caso sin condicionar (primera columna), el coeficiente para el logaritmo del producto inicial fue negativo y marginalmente significativo, implicando una velocidad de convergencia de casi el 1%. Este valor es bajo comparado con los hallados en otros trabajos a nivel internacional, pero consistente con los resultados de otros autores para Argentina, donde el coeficiente es muy pequeño y pocas veces significativo.

---

<sup>33</sup> La alternativa es estimar por mínimos cuadrados no lineales la siguiente ecuación:  
$$T^{-1} \ln\left(\frac{y_T^i}{y_0^i}\right) = a + \frac{(1 - \exp(-bT))}{T} \ln(y_0^i)$$
 donde  $b$  es la velocidad de convergencia. Ambas regresiones son equivalentes.

### Gráfico 3



*Fuente: IERAL de Fundación Mediterránea, en base a estimaciones propias.*

Al controlar la estimación por las diferencias en otras variables relevantes para la determinación del nivel de producto per cápita de estado estacionario, es esperable que la relación entre crecimiento y producto inicial sea más significativa. De acuerdo a la discusión planteada anteriormente, sería relevante controlar por diferencias de capital humano, tecnología disponible, infraestructura, comportamiento de los gobiernos provinciales, estructuras productivas, etc.

En las columnas segunda y tercera se presentan las regresiones condicionadas en la escolarización secundaria en el año '60 (como proxy del stock de capital humano), la inversión real promedio del sector público como porcentaje del producto, los gastos corrientes promedio del sector público (también como porcentaje del producto), y el porcentaje del producto representado por los sectores agropecuario y minero (como proxy de la dotación de recursos naturales).

**Cuadro 3 - Estimaciones de Corte Transversal**

Variables	Coeficientes (estadístico t)		
Ordenada al origen	0,004275 (0,549)	0,020716 (0,451)	-0,026268 (-0,527)
Logaritmo del Producto inicial (1960)	-0,008278 (-1,848)	-0,022771 (-3,397)	-0,017613 (-2,380)
Escolarización secundaria (1960)		0,027991 (3,858)	0,025344 (2,948)
Inversión real del Sector Público- (% del PBG)		0,024723 (3,508)	
Gasto corriente del Sector Público- (% del PBG)		-0,036069 (-2,829)	-0,006782 (0,773)
Actividades Primarias-1960 (% del PBG)			0,000441 (2,188)
R5	0,14	0,581	0,443
Vel. de convergencia (%)	0,98	4,56	2,74
Mitad de la brecha (años)	70	15	25

Fuente: IERAL de Fundación Mediterránea, en base a estimaciones propias.

Las variables resultaron en casi todos los casos significativas y los signos de los coeficientes son los esperables: mayor capital humano, mayor crecimiento; mayor gasto corriente, menor crecimiento; mayor inversión real, mayor crecimiento y mayores “recursos naturales”, mayor crecimiento. La interpretación del signo del coeficiente que acompaña al gasto corriente no es directa ya que, claramente, la variable es endógena. Una explicación sencilla sería que la variable aproxima las “distorsiones” que introduce en la economía el gobierno y, por lo tanto, mayor gasto corriente implicaría menor crecimiento. Sin embargo, la dirección de causalidad podría ser la opuesta: en provincias que crecen poco, con un sector privado poco dinámico, el Estado se ve “obligado” a tener una mayor participación (muchas veces como generador de empleo), y esto produce la correlación negativa. En estas regresiones, las velocidades de convergencia (condicional) implicadas son de 4,6% y 2,7%<sup>34</sup>.

En el Cuadro 4 se presentan los resultados obtenidos mediante la estimación de panel, luego de haber dividido el período 1960-1995 en cuatro subperíodos: 1960-1970, 1970-1980, 1980-1990 y 1990-1995. En la primer columna se presentan los resultados de la estimación permitiendo efectos fijos por provincias y sin controlar por ninguna variable adicional. Como es esperable, la velocidad estimada de convergencia es superior a la obtenida en el caso de un solo corte transversal (5,2% vs. 1%). Las columnas segunda y tercera del mismo cuadro presentan los resultados obtenidos al controlar por capital humano (aproximado por la tasa de escolarización secundaria en logaritmo), y por las variables de políticas de los gobiernos (aproximado por el logaritmo de los recursos tributarios propios sobre el producto en la tercera columna y por el logaritmo del gasto corriente sobre el producto en la segunda). Los parámetros encontrados para estas variables fueron del

<sup>34</sup> Se intentó también condicionar por variables que aproximan la salud de la población (determinante del capital humano) como la esperanza de vida al nacer y la mortalidad infantil, pero los resultados no fueron significativos.

signo esperable y significativos al cinco por ciento (marginamente en el caso de la segunda columna). Las velocidades de convergencia implicadas por estas ecuaciones son 6,52% y 7,46% respectivamente, lo que implica que la mitad de la brecha desaparece en 10 y 9 años. Se intentó adicionalmente condicionar por la inversión real de los gobiernos provinciales, pero los parámetros no resultaron significativos.

**Cuadro 4 - Estimación de panel**

<b>Variables</b>	<b>Coefficientes (estadístico t)</b>		
Logaritmo del Producto inicial	-0,046214 (-6,194)	-0,049332 (-6,338)	-0,54309 (-6,537)
Escolarización secundaria		0,008512 (1,576)	0,007599 (1,995)
Gasto corriente del Sector Público (% del PBG)		-0,005140 (-1,675)	
Recursos Tributarios (% del PBG)			-0,005342 (-2,259)
R5	0,462	0,465	0,483
Vel. de convergencia (%)	5,20	6,52	7,46
Mitad de la brecha (años)	13	10	9

*Fuente: IERAL de Fundación Mediterránea, en base a estimaciones propias.*

Como se mencionó en la sección anterior, estas estimaciones sirven como aproximación inicial al problema, y para inspeccionar qué variables pueden resultar relevantes para explicar diferencias en las tasas de crecimiento; sin embargo adolecen de problemas de endogeneidad y, posiblemente, el método utilizado para calcular efectos individuales no sea el apropiado, por lo que los resultados deben tomarse con cautela.

#### **4.2. s-Convergencia**

Para evaluar si durante el período de análisis la dispersión de los productos per cápita ha disminuido o no (convergencia  $\sigma$ ) basta simplemente calcular la desviación estándar o la varianza de los productos regionales y analizar su tendencia. El Gráfico 4 presenta los resultados para el período 1960-1995.

Es evidente que la dispersión ha aumentado en este período en forma considerable, y este resultado es consistente con los de convergencia condicional.

#### **Gráfico 4**



*Fuente: IERAL de Fundación Mediterránea, en base a datos del CFI.*

#### 4.3. Estacionariedad de Producto Relativo (Bernard y Durlauf)

El método propuesto para analizar convergencia en este caso consiste en testear si las diferencias que pudieran haber entre los productos per cápita de las provincias siguen un proceso estacionario o no. El test utilizado para detectar la estacionariedad es el de Dickey-Fuller, aplicado a la diferencia de producto de las distintas provincias respecto a la Capital Federal.

Los resultados se presentan en el Cuadro 5<sup>35</sup>, donde en la última columna se presenta el valor crítico del test al 5% de significación. En ningún caso se rechazó la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo que se rechaza la de transitoriedad de las diferencias de producto (o convergencia).

Si bien este resultado puede parecer contradictorio con el obtenido al analizar  $\beta$ -convergencia, en realidad no lo es si se analizan los supuestos que subyacen en cada especificación. Los tests de corte transversal y panel suponen implícitamente que las economías están alejadas de sus niveles de estado estacionario y, en ese contexto, las menos desarrolladas (o las que están más lejos de su nivel de estado estacionario) deben crecer a una tasa superior para que haya convergencia. Al realizarse el test de raíz unitaria a la diferencia de producto, se está asociando la convergencia a igualdad entre productos, por lo que el supuesto es que las economías están en sus estados estacionarios o próximas a él.

**Cuadro 5 - Tests de Raíz Unitaria**

Bs.As.	Cata-	Chaco	Chubut	Cóndo-	Co-	Entre	Formo-	Jujuy	La	La Rioja
--------	-------	-------	--------	--------	-----	-------	--------	-------	----	----------

---

<sup>35</sup> Los resultados presentados corresponden a un Dickey-Fuller aumentado con ordenada al origen, por lo que se está testeando la definición menos restrictiva (Definición 1 en la sección 2.3.3). Puesto que se rechaza convergencia en el sentido menos estricto (en ningún caso se rechaza raíz unitaria), también se lo hace en el sentido estricto.



	marca			ba	rrientes	Ríos	sa		Pampa	
-1,73	-1,21	-2,72	-1,23	-1,49	-0,45	-0,99	0,23	-0,64	-1,98	-1,53

Men- doza	Misio- nes	Neu- quén	Río Negro	Salta	San Juan	San Luis	Santa Cruz	Santa Fe	Sgo. Estero	Tucu- mán	* 5%
-0,41	-1,67	-1,48	-0,21	-0,37	-1,80	-1,39	-1,62	-0,45	-1,28	-0,39	-2,99

Fuente: IERAL de Fundación Mediterránea, en base a estimaciones propias.

Bernard y Durlauf (1996) demuestran que para que el test de convergencia de corte transversal avale esta hipótesis, es necesario que un promedio ponderado de las economías cuyos ingresos iniciales se encuentran por encima de la media crezca a una tasa inferior a la promedio para todo el corte transversal. Por el contrario, el test de raíz unitaria (y media distinta de cero) aplicado a las diferencias de productos requiere precisamente que las medias de las series sean iguales. De este modo, la especificación misma de los distintos tests implica necesariamente que los resultados entre ambos difieran. La pertinencia de uno u otro test depende de que se considere que las economías objeto de estudio están próximas o no a sus niveles de estado estacionario.

En el siguiente punto se presenta y estima el modelo de series de tiempo propuesto por Canova y Marcet (1995).

#### 4.4. La persistencia de la desigualdad (Canova y Marcet)

Canova y Marcet (1995) plantean un punto de vista diferente a los anteriores para abordar el tema de la convergencia entre economías. Desde el punto de vista teórico, el modelo de serie de tiempo presentado tiene la ventaja de permitir que tanto los estados estacionarios como las velocidades de convergencia varíen entre las economías (a diferencia del método de Barro y Sala-i-Martin que sólo permite diferencias en los niveles de estado estacionario), siendo el grado de diferenciación objeto de estimación. Desde el punto de vista empírico tiene la ventaja de utilizar toda la información disponible de producto (no sólo los extremos) y, por otra parte, los estimadores son buenos en muestras pequeñas tanto en la dimensión de corte transversal como en la temporal.

El modelo, consistente con la especificación de Barro y Sala-i-Martin del modelo de Solow, plantea:

$$y_t^i = a^i + b^i y_{t-1}^i + e_t^i \quad (36)$$

donde  $y_t^i$  es el logaritmo del cociente entre el producto per cápita de la región  $i$  en el período  $t$  y el promedio de la economía en ese mismo año,  $a$  y  $b$  son parámetros y  $e_t^i$  son errores independiente e idénticamente distribuidos

y con varianza  $\mathbf{S}_e^2$ <sup>36</sup>.

El método propuesto por Canova y Marcet (1995) para estimar (36) consiste en imponer un *prior* acerca de los parámetros y luego, al combinarlo con la información muestral, obtener los estimadores definitivos. El *prior* que se impone es que las diferencias entre los parámetros de las distintas regiones siguen una distribución normal con media cero y una cierta varianza:

$$(b^i - b^j) \sim N(0, \mathbf{S}_b^2) \quad \forall i, j \quad (37)$$

$$(a^i - a^j) \sim N(0, \mathbf{S}_a^2) \quad \forall i, j \quad (38)$$

donde, a diferencia del tratamiento normal bayesiano, las varianzas de las distribuciones que siguen las diferencias de parámetros se estiman a partir de la muestra. Esto le da una flexibilidad a la especificación que le permite abarcar a otras especificaciones: si  $\mathbf{S}_a^2$  y  $\mathbf{S}_b^2$  tienden a cero, los parámetros serán idénticos para todas las provincias y el resultado será el que se obtiene mediante la especificación de Barro y Sala-i-Martin de convergencia absoluta; por otra parte, si estas varianzas tienden a infinito, entonces los resultados replicarán los que se obtendrían utilizando mínimos cuadrados ordinarios para estimar (36) para cada provincia; y, por último, si  $\mathbf{S}_a^2$  tiende a infinito y  $\mathbf{S}_b^2$  a cero, el modelo replicaría la especificación de panel con efectos fijos e idéntica velocidad de convergencia.

Una ventaja adicional de la especificación propuesta es la sencillez con que se estima el modelo: basta utilizar mínimos cuadrados generalizados, aplicados a un modelo en el que se agregan  $(N-1)*2$  observaciones para replicar el estimador mixto de Theil. Las observaciones adicionales son:

$$0 = b^i + b^{i+1} (-1) + \mathbf{b}^i \quad \text{para } i=1, \dots, I-1 \quad (39)$$

$$0 = a^i + a^{i+1} (-1) + \mathbf{a}^i \quad \text{para } i=1, \dots, I-1 \quad (40)$$

lo que implica que la matriz de varianzas y covarianzas de los errores será:

---

<sup>36</sup> Se plantea como variable dependiente el log del cociente del producto de la región respecto al promedio de la economía, porque esto evita que los shocks globales afecten las variables y provoquen correlación (tanto temporal como a través del corte transversal).

$$\begin{aligned}
cov(\mathbf{b}^i, \mathbf{b}^j) &= \mathbf{s}_b^2 & si \ i = j \\
cov(\mathbf{b}^i, \mathbf{b}^j) &= -1/2\mathbf{s}_b^2 & si \ i \neq j \\
cov(\mathbf{a}^i, \mathbf{a}^j) &= \mathbf{s}_a^2 & si \ i = j \\
cov(\mathbf{a}^i, \mathbf{a}^j) &= -1/2\mathbf{s}_a^2 & si \ i \neq j \\
cov(\mathbf{b}^i, \mathbf{a}^j) &= 0 & \forall i, j
\end{aligned} \tag{41}$$

Para no imponer arbitrariamente los valores de  $\mathbf{s}_a^2$  y  $\mathbf{s}_b^2$ , se maximiza el logaritmo de la función de verosimilitud:

$$\ln(y_t | c, \mathbf{s}_a^2, \mathbf{s}_b^2, \mathbf{s}_e^2, y_{t-1}) = -\frac{N^*}{2} \ln(2\Pi) - \frac{N^*}{2} \ln(\mathbf{s}_e^2) - \frac{1}{2} \ln|\Psi| - \frac{(y - xc)' \Psi^{-1} (y - xc)}{2\mathbf{s}_e^2}$$

donde  $N^*$  es la cantidad de observaciones (incluyendo las  $2N-2$  observaciones agregadas),  $c$  es el vector de coeficientes ( $a_i, b_i$ ),  $x$  la matriz de regresores (un vector de unos y los valores de la variable dependiente rezagados un período) y  $\Psi$  es el producto de la matriz de varianzas covarianzas y  $(\sigma_e^2)^{-1}$ .

Los resultados obtenidos de la estimación se presentan en el Cuadro 6 (fila 5). Adicionalmente, se presentan los resultados de las estimaciones asumiendo distintos valores de las varianzas de los errores, de modo de replicar los modelos de convergencia absoluta y condicional.

En la primera fila se plantea el resultado cuando ambas varianzas tienden a cero (estimación conjunta o de convergencia absoluta), en la segunda fila se plantea el caso con iguales ordenadas ( $\mathbf{s}_a^2 = 0$ ) y diferentes velocidades de convergencia, en la tercera la varianza de las ordenadas es alta y la de las pendientes cero -lo que corresponde a un modelo de convergencia condicional-, en la cuarta fila varían tanto las ordenadas como las pendientes (por lo que el modelo replica los resultados de mínimos cuadrados ordinarios aplicados a cada unidad de corte transversal) y, finalmente, la última fila presenta los resultados que maximizan el logaritmo de la función de verosimilitud (42). En cada fila se incluyen los promedios de los parámetros ( $a$  y  $b$ ) estimados, el valor de la función de verosimilitud, y el test de razón de verosimilitud contra el modelo que optimiza la función de verosimilitud.

De acuerdo al modelo de estimación conjunta (*pooled estimation*) presentado en la primera fila, las economías convergerían a un mismo nivel de estado estacionario y a una velocidad de apenas el 0,4%. Este resultado es consistente con el obtenido mediante la estimación a la Barro, donde la velocidad de convergencia era también inferior al 1%. De acuerdo a los resultados presentados en el Cuadro 6 -y también a los de las estimaciones a la Barro y Sala-i-Martin de los cuadros 3 y 4- este resultado es el menos verosímil, mejorando mucho los resultados con especificaciones menos rígidas.

#### Cuadro 6 - Metodología de Canova y Marcet (1995)

$\sigma^2_\alpha$	$\sigma^2_\beta$	<i>a</i> promedio	<i>b</i> promedio	Vel. conv. promedio	Log de la f. de verosimilitud	Test de Razón de Verosimilitud (*)
1E-08	1E-08	0,0020	0,9963	0,37 %	843,55	38,20
1E-08	1,000	0,0061	0,9726	2,74 %	843,37	38,58
1,000	1E-08	-0,0085	0,9299	7,01 %	850,97	23,37
1,000	1,000	-0,0224	0,8519	14,81 %	856,16	12,99
0,234	1,0072	-0,0203	0,8573	14,27 %	862,66	

(\*) El Valor Crítico del Test de Razón de Verosimilitud es 10,6, con una confianza del 99,5%.

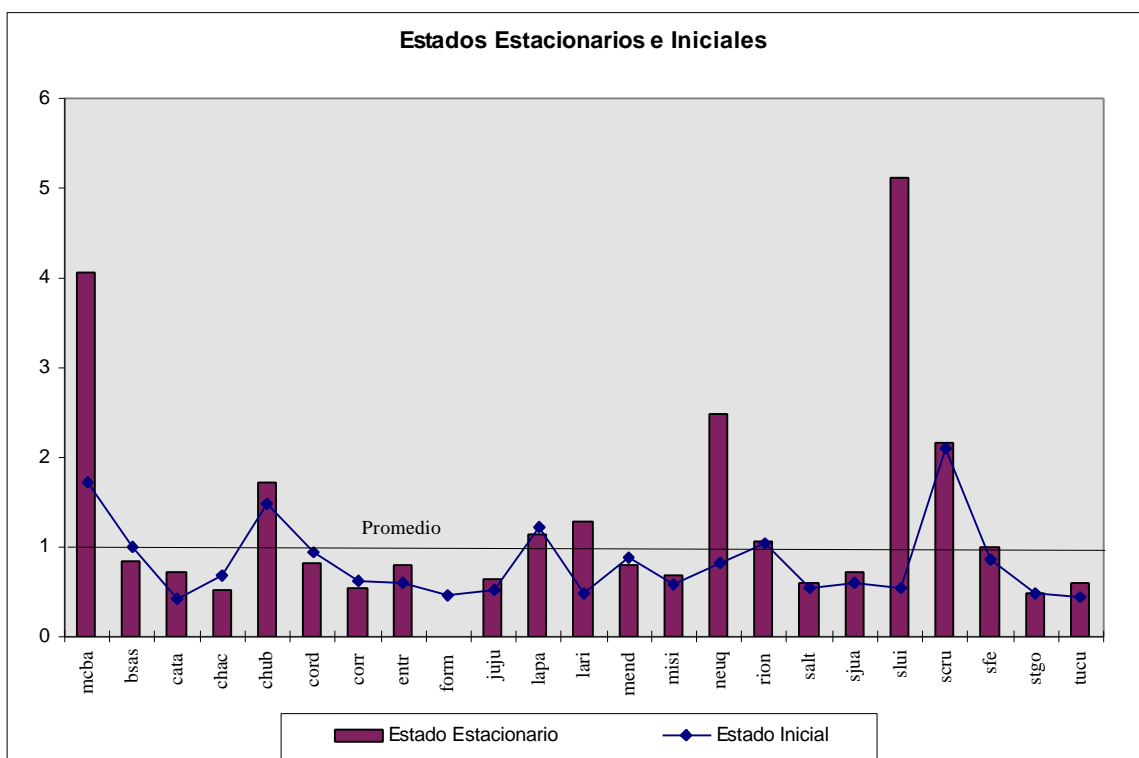
*Fuente: IERAL de Fundación Mediterránea, en base a estimaciones propias.*

En la tercera fila se presenta el modelo equivalente al de efectos fijos estimado en el Cuadro 4 mediante panel: la velocidad de convergencia estaba entre el 6,5% y el 7,5%; resultado consistente con el estimado según la técnica de Canova y Marcet, que implica una velocidad de convergencia del 7%.

De acuerdo a los tests de razón de verosimilitud, los cuatro modelos “extremos” estimados son rechazados en favor de aquél que maximiza la función de verosimilitud. Es interesante notar que tanto el modelo que replica los resultados de convergencia absoluta (fila 1) como el de convergencia condicional (fila 3) son fuertemente rechazados, lo que no hace más que convalidar las críticas realizadas a estas metodologías de estimación y sus resultados (Cuadros 3 y 4).

De acuerdo a la estimación que maximiza la función de verosimilitud, cada provincia convergería a su propio nivel de estado estacionario y a una velocidad propia -la velocidad promedio de todas las provincias sería de 14,3% anual-, siendo los estados estacionarios estimados iguales a:  $\hat{E}E_i = \hat{a}_i / (1 - \hat{b}_i)$ .

### Gráfico 5



Fuente: IERAL de Fundación Mediterránea, en base a estimaciones propias.

En el Gráfico 5<sup>37</sup> se presentan los estados iniciales (línea) y estacionarios (barras) correspondientes al modelo que maximiza la función de verosimilitud (fila 5 del Cuadro 6). A simple vista se puede advertir una correlación directa entre una y otra variable, lo que anticipa el resultado de persistencia de desigualdad. En un contexto sin persistencia de desigualdad (un caso particular es el de convergencia absoluta) debiera esperarse que los estados estacionarios no dependan de los niveles iniciales.

Una vez obtenida la distribución del producto de estado estacionario, el paso siguiente es explicar esta distribución. Para ello se realizan regresiones de corte transversal de los estados estacionarios contra variables de políticas (inversión real del sector público -% del producto-), de capital humano (% de población que finalizó el secundario y esperanza de vida al nacer), que aproximan la estructura productiva de la economía (% del producto que representan las actividades primarias y % que representan los servicios), y el producto inicial. El Cuadro 7 sintetiza los resultados.

**Cuadro 7 - Determinantes de los estados estacionarios**

Variables	Coefficientes (estadístico t)
-----------	-------------------------------

<sup>37</sup> En el caso de la provincia de Formosa el valor de estado estacionario estimado es 0,00445. Como referencia nótese que el valor de Santiago del Estero (la segunda más baja) es 0,49.

Ordenada al origen	29,05 (1,632)	29,40 (1,418)	-29,10 (-1,739)	-2,92 (-0,719)
Producto inicial (1960)	1,12 (2,156)	1,58 (1,968)	1,20 (2,351)	1,127 (2,127)
Escolaridad secundaria	2,29 (2,043)		2,66 (2,376)	1,987 (1,757)
Actividades primarias			0,09 (0,810)	0,090 (0,771)
Actividades de servicios		1,08 (0,866)		
Esperanza de vida al nacer	-7,77 (-1,822)	-6,68 (-1,324)	-7,77 (-1,861)	
Inversión S. Público (% PIB)	0,14 (0,258)	-0,48 (-0,983)		0,15 (0,285)
R <sup>2</sup>	0,431	0,315	0,451	0,334

*Fuente: IERAL de Fundación Mediterránea, en base a estimaciones propias.*

Ni las variables presentadas como proxies de las estructuras productivas de las provincias, ni la inversión real de los gobiernos provinciales, ni la esperanza de vida al nacer resultaron significativas en ninguna de las regresiones. Además del producto inicial, sólo la variable que aproxima stock de capital humano (escolaridad secundaria) resulta significativa para explicar la distribución de estados estacionarios.

El logaritmo del producto inicial aparece como significativo en todas las regresiones, explicando por sí solo el 20% de la variabilidad en los estados estacionarios (en una regresión de estados estacionarios contra una constante y el producto inicial solamente el coeficiente de éste es 1,09). En síntesis, el producto inicial parece ser la variable fundamental para explicar la distribución de estados estacionarios.

Los resultados obtenidos (varianzas de ambos estimadores altas y velocidad de convergencia promedio del 14 %) son consistentes con algunos de los resultados obtenidos por Canova y Marcet (1995), que encuentran una velocidad de convergencia de 11% para la muestra de países y 23% para las regiones de Europa.

## 5. Conclusiones

El análisis y estudio de la dinámica de crecimiento de las provincias argentinas es fundamental para poder entender las diferencias de desarrollo que hay entre ellas, sus potencialidades, y orientar en consecuencia las políticas redistributivas y de fomento del desarrollo que diseña el Gobierno Nacional.

El objetivo central de este trabajo ha sido presentar y contrastar empíricamente las distintas hipótesis de convergencia de producto bruto per cápita para el caso de las provincias argentinas, con especial atención a la definición de persistencia de desigualdad planteada por Canova y Marcet (1995). El enfoque de series de tiempo propuesto por estos autores brinda un marco de análisis más flexible que el tradicional esquema de

panel. En un marco bayesiano, se impone un *prior* sobre la distribución y la media de la diferencia de los parámetros provinciales, y se estiman por máxima verosimilitud las varianzas de estas distribuciones. Mediante la imposición de determinados valores a estas varianzas se replican los resultados obtenidos con las estimaciones de convergencia absoluta y condicional a la Barro y Sala-i-Martin.

El resultado empírico fundamental de la sección anterior es haber encontrado evidencia clara de persistencia de desigualdad (en sentido de la definición de Canova y Marcet), con un modelo de estimación empírica que puede replicar los resultados obtenidos con las técnicas de estimación de corte transversal y de panel con efectos individuales fijos. De acuerdo al resultado obtenido, cada provincia converge a su propio nivel de estado estacionario y a una velocidad también diferente del resto de las provincias.

Al explicar cuáles son los determinantes de las diferencias entre los estados estacionarios, la variable fundamental resulta ser el nivel inicial de producto, y sólo marginalmente el stock de capital humano. La implicancia de este resultado es directa, siguiendo a Canova y Marcet (1995) que presentan resultados similares para las regiones de Europa: "... las políticas actuales de redistribución y desarrollo ... no están funcionando; las regiones ricas pueden ser cargadas con mayores impuestos para favorecer a las más pobres por razones de solidaridad, pero no con la esperanza de que estas transferencias impulsarán el desarrollo de las regiones más pobres". El hecho de que el coeficiente que acompaña al producto inicial sea siempre significativo cuando se explica la distribución de estados estacionarios, implica que existen diferencias estructurales entre las regiones que impedirían (aun igualando las variables de control) el resultado de convergencia.

Si bien el resultado parece robusto y consistente con la aplicación de otras técnicas de estimación, el análisis de convergencia, la técnica de estimación y la disponibilidad de datos tienen ciertas limitaciones, por lo cual los resultados deben tomarse con cierta cautela.

En primer lugar, las conclusiones respecto a la significación del producto inicial para explicar los estados estacionarios y la irrelevancia estadística de las variables de control se refieren a las allí utilizadas. Es posible que las variables de control no sean las óptimas y tal vez, con la introducción de variables adicionales, el resultado fuese otro. Lamentablemente, la no disponibilidad de datos desagregados a nivel provincial es una restricción importante, que impide también la utilización de series de tiempo más largas, por lo que cualquier error de especificación del *prior* puede tener un efecto significativo.

Finalmente, es necesario tener presente que las estimaciones se realizan con valores en desvíos respecto a la media y, por lo tanto, las conclusiones que se extraigan en ningún caso permitirán evaluar la evolución global de la economía, ni cómo es afectada por la mayor o menor inequidad regional, sino que sólo se refieren a la evolución relativa de las regiones.

## Bibliografía

- Artana, D. (1987): "Incentivos Fiscales a la Inversión Industrial", *Serie de Documentos de Trabajo* N° 21, Instituto Torcuato Di Tella.
- Atkinson, A. y J. Stiglitz (1980): **Lectures on Public Economics**, McGraw Hill.
- Barro, R. (1990): "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, N° 5-2, pp. S103-S125.
- Barro, R. (1991): "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, pp. 407-443.
- Barro, R. y J. Lee (1993): "Losers and Winners in Economic Growth", *NBER Working Papers*, N° 4341.
- Barro, R. y X. Sala-i-Martin (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, N° 2, pp. 223-251.
- Barro, R. y X. Sala-i-Martin (1992): "Public Finance in Models of Economic Growth", *Review of Economic Studies*, Vol. 59 (4), N° 201, pp. 645-661.
- Barro, R. y X. Sala-i-Martin (1995): **Economic Growth**, Mc Graw Hill.
- Baumol, W. (1986): "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show", *American Economic Review*, Vol. 76, N° 5, pp. 1072-1085.
- Bernard, A. y S. Durlauf (1996): "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Journal of Econometrics*, Vol. 71, pp. 161-173.
- Bruno, M.; M. Ravallion; y L. Squire (1996): "Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues", *World Bank, Policy Research Working Paper* N° 1563.
- Buchanan, J. (1965): "An Economic Theory of Clubs", *Economica*, Febrero. Canova, F. y A. Marcet (1995): "The Poor Stay Poor: Non-Convergence across Countries and Regions", *Center for Economic Policy Research, Discussion Paper* N° 1265.
- Caselli, F.; G. Esquivel; y F. Lefort (1996): "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, N° 3, pp.363-389.
- CFI (1983): "Producto Bruto Geográfico 1970-1980", Buenos Aires.
- CFI (1990): "Producto Bruto Geográfico 1970-1985", serie Estructura Socioeconómica Argentina.
- Cohen, D. (1996): "'Tests of Convergence Hypothesis': Some Further Results", *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, N° 3, pp.351-361.
- Dowrick, S. y D. Nguyen (1989): "OECD Comparative Economic Growth 1950-1985: Catch-Up and Convergence", *American Economic Review*, Vol. 79, N° 5, pp.1010-1030.
- Easterly, W.; M. Kremer; L. Pritchett; y L. Summers (1993): "Good Policy or Good Luck? Country Growth



- Performance and Temporary Shocks", *Journal of Monetary Economics*, Vol 32, pp. 459-483.
- Elías, V. (1994): "Regional Economic Convergence: The cases of Argentina, Brazil, and Peru", *Anales de la XXIX Reunión de la AAEP*, pp. 593-610.
- Elías, V. y R. Fuentes (1996): "Un Estudio Comparativo de la Convergencia Económica Regional en Argentina y Chile", Mimeo, Tucumán, Argentina.
- FIEL (1987): **El Gasto Público en la Argentina 1960-1985**, Buenos Aires.
- Fuentes, R. (1996): "¿Convergen las Regiones en Chile? Una Interpretación", Mimeo, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- INDEC: "Censo Nacional de Población y Vivienda 1960", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía.
- INDEC: "Censo Nacional de Población y Vivienda 1970", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía.
- INDEC (1974): "Anuario Estadístico de la República Argentina 1973", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía.
- INDEC (1975): "Producto Bruto Geográfico 1960-1970", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía.
- INDEC: "Anuario Estadístico de la República Argentina 1979-1980", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía.
- INDEC (1981): "Censo Nacional de Población y Vivienda 1980" Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía.
- INDEC (1984): "Anuario Estadístico de la República Argentina 1981-1982", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía.
- INDEC (1989): "Anuario Estadístico de la República Argentina 1983-1986", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía.
- INDEC (1993): "Censo Nacional de Población y Vivienda 1991", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía.
- INDEC (1993): "Anuario Estadístico de la República Argentina 1993", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía.
- INDEC (1994): "Anuario Estadístico de la República Argentina 1994", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía.
- INDEC: "Anuario Estadístico de la República Argentina 1996-1997", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Ministerio de Economía.
- Islam, N. (1995): "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *The Quarterly Journal of Economics*, noviembre, pp. 1127-1170.
- Jones, C. (1997): "Convergence Revisited", forthcoming *Journal of Economic Growth*, <http://www-leland.stanford.edu/~chadj/convrev.html>.

- Jones, L. y R. Manuelli (1990): "A Convex Model of Equilibrium Growth: Theory and Policy Implications", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, N° 5-1, pp. 1008-1038.
- King, R. y S. Rebelo (1990): "Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, N° 5-2, pp. S126-S150.
- Kocherlakota, N. y K. Yi (1995): "Can Convergence Regressions Distinguish between Exogenous and Endogenous Models?", *Economic Letters*, Vol. 49, pp. 211-215.
- Leung, C. y D. Quah (1996): "Convergence, Endogenous Growth, and Productivity Disturbances", *CEP Discussion Paper*, N° 290.
- Levine, R. y D. Renelt (1991): "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions", *World Bank, Policy, Research and External Affairs Working Paper* N° 609, March.
- Levine, R. y S. Zervos (1993): "Looking at the Facts. What We Know about Policy and Growth from Cross-Country Analysis", *World Bank, Policy, Research and External Affairs Working Paper* N° 1115, March.
- Loayza, N. (1994): "A Test of the International Convergence Hypothesis Using Panel Data", *World Bank, Policy, Research and External Affairs Working Paper* N° 1563, August.
- Lucas, R. (1988): "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, N° 22, pp.3-42.
- Mankiw, N.; D. Romer; y D. Weil (1992): "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, N° 2, pp. 407-437.
- Mc Candless, G Jr. (1996): "A Locational Model of Human Capital Acquisition", mimeo, Universidad de San Andrés, Buenos Aires.
- Ministerio del Interior, Provincia de Buenos Aires (Argentina) (1996): "Producto Bruto Geográfico, período 1990-1995", Subsecretaría de Acuerdos con las Provincias.
- Ministerio del Interior, Provincia de Buenos Aires (Argentina): "Producto Bruto Geográfico a precios constante 1970", Secretaría de Asistencia para la Reforma Económica Provincial.
- Ministerio de Economía, Provincia de Buenos Aires (Argentina) (1995): "Niveles de Desarrollo Económico por Provincias: Indicadores y Evolución Temporal", *Cuadernos de Economía*, N° 13.
- Morandé, F.; R. Soto; y P. Pincheira (1996): "Achilles, the Tortoise, and Regional Growth in Chile", en **Estudios Empíricos sobre el Crecimiento en Chile**, F. Morandé y R. Vergara (eds). Santiago de Chile.
- Musgrave, R. y P. Musgrave (1973): **Public Finance in Theory and Practice**, Mc. Graw Hill.
- Nerlove, M. (1996): "Growth Rate Convergence, Fact or Artifact? An Essay in Panel Data Econometrics", Mimeo, University of Maryland.
- Paraje, G. (1997); **Federalismo Fiscal: Teoría y una Aplicación para Argentina**, Monografía de Graduación, ILADES/Georgetown University.
- Persson, T. y G. Tabellini (1994): "Is Inequality Harmful for Growth", *American Economic Review*, Vol. 84, pp. 600-621.

- Quah, D. (1995): "Empirics for Economic Growth and Convergence", *CEP Discussion Paper*, N° 253.
- Quah, D. (1996): "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics", *CEP Discussion Paper*, N° 280.
- Rebelo, S. (1991): "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 99, N° 3, pp. 500-521.
- Romer, P. (1986): "Increasing Returns and Long Run Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 94, N° 5, pp.1002-1037.
- Romer, P. (1990): "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, N° 5-2, pp. S71-S102.
- Sala-i-Martin, X. (1990): "Lecture Notes on Economic Growth (II): Five Prototype Models of Endogenous Growth", *NBER Working Papers*, N° 3564.
- Sala-i-Martin, X. (1996): "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence", *European Economic Review*, Vol. 40, pp. 1325-1352.
- Solow, R. (1994): "Perspectives on Growth Theory", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 8, N° 1, pp. 45-54.
- Tamura, R. (1991): "Income Convergence in an Endogenous Growth Model", *Journal of Political Economy*, Vol. 99, N° 3, pp. 522-540.
- Temple, J. (1995): "Testing the Augmented Solow Model", [http://www.nuff.ox.ac.uk/economics\\_wp/w18/testsol.zip](http://www.nuff.ox.ac.uk/economics_wp/w18/testsol.zip).
- Tiebout, C. (1956): "A Pure Theory of Local Expenditures," *Journal of Political Economy*, Vol. 64, N° 5, pp. 416-424, octobre.
- Tiebout, C. (1961): "A Pure Theory of Decentralization," en *Public Finances, Needs, Sources and Utilization*, New York: National Bureau of Economic Research.

## Anexo 1. El Modelo de Solow

Los supuestos usuales en el modelo de Solow son los de retornos constantes a escala, rendimientos decrecientes de los factores y las condiciones de Inada:

$$\begin{aligned}
 Y &= F(K, L) \\
 F(\lambda K, \lambda L) &= \lambda F(K, L) \\
 F_{K'} &> 0 & F_{L'} &> 0 \\
 F_{K''} &< 0 & F_{L''} &< 0 \\
 F_{K'} &\rightarrow 0 \text{ si } K \rightarrow \infty & F_{K'} &\rightarrow \infty \text{ si } K \rightarrow 0 \\
 F_{L'} &\rightarrow 0 \text{ si } L \rightarrow \infty & F_{L'} &\rightarrow \infty \text{ si } L \rightarrow 0
 \end{aligned} \tag{1}$$

donde  $Y$  es el nivel de producto,  $K$  es el stock de capital y  $L$  es la mano de obra ( $\lambda$  es cualquier constante mayor que cero).

La función de producción tipo Cobb-Douglas ( $0 < \alpha < 1$ ) satisface los supuestos de (1):

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \tag{2}$$

donde  $A$  es un parámetro tecnológico.

Para dinamizar el modelo se supone:

$$L_t = L_0 e^{nt} \tag{3}$$

$$\frac{\dot{L}}{L} = n \tag{4}$$

$$I = s Y \tag{5}$$

$$K_t = I_t + (1 - d) K_{t-1} \tag{6}$$

$$\dot{K} = I - dK \tag{7}$$

donde el punto indica derivada respecto al tiempo y la tasa de ahorro  $s$  se supone exógena y entre cero y uno.

Dividiendo (2) por la cantidad de trabajadores  $L$  se obtiene:

$$y_t = A_t k_t^\alpha \tag{8}$$

donde las minúsculas indican variables per cápita.

De (4), (6), (7) y (8) se obtiene:

$$\dot{k} = s A_t k_t^a - (n + \mathbf{d}) k \quad (9)$$

Para obtener el estado estacionario se iguala  $\dot{k}$  a cero y se obtiene:

$$s A_t k_t^a = (n + \mathbf{d}) k \quad (10)$$

dividiendo ambos miembros por  $k^{38}$ :

$$\frac{s A_t}{k_t^{1-a}} = n + \mathbf{d} \quad (11)$$

El nivel de producto per cápita de estado estacionario es:

$$y^* = A k^{*a} \quad (12)$$

donde \* indica niveles de equilibrio o estado estacionario.

Las dinámicas del modelo se obtienen dividiendo (9) por  $k$ :

$$\frac{\dot{y}}{y} = \mathbf{a} \frac{\dot{k}}{k} \quad (13)$$

donde la segunda igualdad se verifica reemplazando  $s$  por su igual a partir de la expresión (12).

Diferenciando y se obtiene:

$$\frac{\dot{k}}{k} = \frac{sA}{k^{1-a}} - (n + \mathbf{d}) = \left( \frac{k^{*1-a}}{k^{1-a}} - 1 \right) (n + \mathbf{d}) \quad (14)$$

La tasa de crecimiento del capital per cápita depende negativamente del nivel de capital per cápita por lo que el equilibrio es estable:

---

<sup>38</sup> En una función de producción genérica la ecuación (10) es:  $s f(k^*) = (n + \mathbf{d}) k^*$  (10'), en este caso las condiciones de Inada garantizan que exista un  $k^*$  tal que (10') se verifica.

$$\frac{d(\dot{k}/k)}{dk} = -(1 - \mathbf{a}) s A / k^{2-\mathbf{a}} < 0 \quad (15)$$

## Anexo 2. Variables utilizadas

**Tasa de crecimiento del producto:** Logaritmo del cociente de los productos para los años que se calcula el crecimiento, dividido por la cantidad de años del período.

**Escolarización secundaria:** Logaritmo del total de personas que han terminado el secundario sobre la cantidad de personas mayores de quince años.

**Inversión real del Sector Público:** Logaritmo del cociente entre la cuenta de Inversión real de los gobiernos provinciales y el nivel de Producto Bruto Geográfico provincial.

**Gasto corriente del Sector Público:** Logaritmo del cociente entre la cuenta de Gasto corriente de los gobiernos provinciales y el nivel de Producto Bruto Geográfico provincial.

**Recursos tributarios propios:** Logaritmo del cociente entre el nivel de recursos tributarios propios de cada jurisdicción y el nivel de Producto Bruto Geográfico.

**Actividades primarias:** Porcentaje del Producto Bruto Geográfico total representado por las actividades de agricultura, caza, silvicultura, pesca y explotación de minas y canteras.

**Actividades de servicios:** Porcentaje del Producto Bruto Geográfico total representado por las actividades de establecimientos financieros, seguros, bienes inmuebles y servicios prestados a empresas y servicios comunales, sociales y personales.

**Esperanza de vida al nacer:** Años esperados de vida al nacer.