Revista de Análisis Económico, Vol. 14, Nº 2, pp. 45-85 (Noviembre 1999)

EDUCACION Y CRECIMIENTO ECONOMICO PROVINCIAL EN ARGENTINA*

OSCAR ALBERTO MITNIK
ILADES/Georgetown University

Abstract

Investment in education is an essential element for the economic growth of a country. Theory supports this argument with models that stress the individual and social benefits of education. Although the empirical literature shows ample consensus regarding the existence of positive individual returns to education, its impact on economic growth is, nevertheless, not clear. This paper applies panel data techniques to measure the effects of education on long-run economic growth, to the case of regional growth in Argentina.

There are two major problems when estimating growth regressions: 1) individual effects are correlated with explanatory variables, and 2) simultaneity biases. To avoid these problems, a generalized method of moments (GMM) estimator is used (Arellano and Bond, 1991; Caselli, Esquivel and Lefort, 1996).

Two types of models were tested. Standard and human capital-augmented Solow models, and Barro specifications. The standard Solow model fit poorly in most cases. Likewise, the augmented Solow model presented wrong signs on most coefficients. However, education always showed a positive and significative impact on long-run growth. On the other hand, in a-la-Barro specifications always education presents a positive and

* Deseo agradecer el apoyo y orientación prestados por Raimundo Soto para la concreción de este artículo, así como su paciencia para leer y realizar comentarios a versiones previas del mismo. Adicionalmente deseo agradecer los valiosos comentarios de Rodrigo Fuentes, comentarista en un seminario en la Universidad de Chile donde fue presentado este trabajo y de otros asistentes al mismo. Por último quiero agradecer los comentarios realizados por un referee anónimo. Como es habitual, todo error que pudiera subsistir es de mi exclusiva responsabilidad.

important impact on growth, using aggregate measures of education achievement levels, although using disaggregate measures of education the results were not so clear. It turns out that, depending on the empiric specification, secondary school and university education have an important effect on growth.
Regarding convergence, the empirical evidence is mixed. Under certain specifications, GMM estimation finds strong evidence of convergence at a rather fast speed (around 5% per year), which is twice as fast as estimates using standard techniques for the US and Japan (Barro and Sala-i-Martin, 1995). However, when using more demanding specifications, the data does not support the conditional convergence hypothesis.

I. Introducción

Tradicionalmente el Estado ha tenido un rol fundamental en el sector educativo en América Latina, cumpliendo el papel de financiar y proveer los servicios educativos. En la actualidad, en muchos países latinoamericanos la sociedad está inmersa en la discusión de cuántos recursos deben ser destinados al sector educación, existiendo una fuerte demanda social por acceder a mayores y mejores niveles de formación.

Esta demanda social ha sido reconocida por muchos gobiernos. En Chile ha impulsado al gobierno a generalizar la doble jornada escolar a todos los colegios del país, en tanto que en Argentina ha determinado la sanción de la Ley Federal de Educación de 1993, por la cual el Estado debe aumentar los recursos asignados al sector educativo un 20% por año de manera de duplicar el presupuesto público en educación en un plazo de cinco años. Esto último sucede a pesar de que en Argentina el monto de recursos comprometidos con la formación de capital humano ya es importante.[1]

En la discusión pública sobre la importancia de la inversión en educación uno de los argumentos esgrimidos habitualmente es que la educación es el elemento esencial para el crecimiento económico de un país. La literatura teórica apoya este argumento con innumerables modelos que muestran los beneficios individuales y colectivos derivados de la educación (Becker, 1964; Bem-Porath, 1967; Mincer, 1974; Romer, 1986 y 1990; Lucas, 1988; Griliches, 1996). Un análisis de la literatura empírica muestra que existe una amplia coincidencia respecto de la existencia de significativos beneficios individuales (Psacharopoulos, 1985 y 1993), pero que no resultan claros los beneficios de la educación sobre el desarrollo o crecimiento económico de un país (Pritchett, 1996a y 1996b).

De esta manera, un aporte interesante a la discusión empírica respecto del papel de la educación en el crecimiento económico es cuantificar el potencial efecto de la educación sobre el mismo. Aunque este trabajo se centrará en medir dicho efecto, no quiere decir que éste sea el único efecto de la educación, existiendo

estudios que muestran el efecto positivo de la misma sobre la distribución personal del ingreso (Chiswick y Chiswick, 1986) y otro tipo de externalidades de la educación (McMahon 1986a y 1986b).

El objetivo de este trabajo, entonces, es analizar el efecto de la educación sobre el crecimiento económico provincial de Argentina. Este es un tema relevante desde dos puntos de vista. Por un lado es interesante realizar el ejercicio de contrastación empírica de los modelos teóricos de crecimiento que, en su mayoría, postulan un papel fundamental del capital humano en el crecimiento económico. Por otro lado, y desde el punto de vista práctico, los resultados pueden tener importantes implicancias de política económica, sobre todo por el papel preponderante que desempeña el sistema educativo en la discusión pública actual en Argentina.

Es razonable pensar que pueden existir efectos del crecimiento económico sobre la educación, como por ejemplo aumentar la tasa de rentabilidad de educarse, como proponen Bils y Klenow (1996). Por ello, no es clara la relación de causalidad, pudiendo ir esta en ambos sentidos.[2] Adicionalmente, se debe ser muy cuidadoso en el análisis del rol de la educación en el crecimiento económico y en el proceso de desarrollo económico, porque pueden existir otros elementos muy importantes en su explicación (como factores históricos o sociológicos), que no serán tomados en cuenta en este trabajo. De hecho, la educación debe ser considerada sólo un elemento explicativo adicional a un proceso que no puede ser analizado desde un punto de vista unidimensional.

Una metodología utilizada en la literatura de crecimiento económico, para estudiar el desempeño de un país específico, consiste en obtener una ecuación de determinantes del crecimiento económico a nivel mundial y luego aplicarla en el país de interés (por ejemplo Lefort, 1997). Dado que el objetivo de este trabajo es analizar específicamente el caso de Argentina, parece más interesante obtener una ecuación de los determinantes del crecimiento económico con los propios datos de Argentina. Para ello se utilizarán datos de panel (de producto bruto interno, inversión, educación, etc.) para las provincias argentinas entre 1960 y 1991.[3] La utilización de datos de panel proporciona mayor riqueza de información (al considerar tanto la dimensión temporal como la de corte transversal) y permite determinar el efecto de variables específicas a cada provincia.

La siguiente sección realiza una breve revisión de la literatura teórica sobre los beneficios de la educación y sus efectos sobre el crecimiento, mientras que la tercera sección revisa estudios empíricos en este último tema. En los estudios empíricos se realiza una distinción entre aquellos que plantean específicamente la relación entre capital humano y crecimiento (particularmente distintas estimaciones y extensiones del modelo de Solow) y aquellos en los que el efecto de la educación surge como un subproducto de los mismos (estudios de convergencia). La cuarta sección analiza los problemas econométricos comunes que surgen en la mayoría de los trabajos empíricos y propone un estimador por el método de momentos generalizados, que soluciona dichos problemas. En la quinta sección se presenta una descripción de los datos utilizados y se realizan estimaciones del

modelo de Solow (estándar y aumentado) y estimaciones à la Barro para determinar cuál de estos modelos es más razonable para explicar el efecto de la educación sobre el crecimiento económico provincial en Argentina. En la sexta sección se desarrollan las principales conclusiones del trabajo.

II. La Literatura Económica Teórica sobre los Efectos de la Educación en el Crecimiento

Una parte de la literatura económica enfatiza ciertos aspectos del impacto de la educación en los ingresos (tales como la medición de los retornos individuales y sociales a la inversión en educación), y utiliza éstos como un indicador de la contribución de la educación al crecimiento económico. Es decir, resulta una manera indirecta de analizar el problema.

Una manera más directa para analizar los efectos del capital humano sobre el crecimiento, utilizada por la otra parte de esta literatura, es considerar el impacto del capital humano en el proceso productivo, utilizando al mismo como un factor adicional de producción o como un instrumento para lograr una mayor generación de ideas y mayor avance tecnológico.

2.1. Beneficios privados y sociales de la educación

Existe abundante evidencia de los beneficios de la educación a nivel individual, independientemente de su relación con el crecimiento económico, obtenida evaluando los retornos pecuniarios derivados de la educación (Psacharopoulos, 1985 y 1993). Usualmente, estos estudios también calculan tasas de retorno "sociales" que, sin embargo, no incorporan explícitamente las externalidades que supuestamente genera la educación. Esta falencia, y la dificultad en general para medir dichas externalidades, realza el valor de las estimaciones con modelos macroeconómicos. Si suponemos que todas las externalidades de la educación se reflejan en términos del crecimiento del producto, entonces los modelos que utilizan datos macroeconómicos estarían captando de manera más adecuada los efectos de la educación.

La teoría neoclásica del capital humano supone que individuos racionales e informados invertirán en educación hasta el punto donde los retornos en términos de ingresos adicionales sean iguales a los costos de educarse, incluyendo los ingresos perdidos durante el tiempo que dura el proceso educativo (Becker, 1964). Existirán retornos sociales diferentes a los retornos privados si quienes reciben educación no pagan el costo completo de ésta. Las decisiones de inversión en capital humano provienen de la decisión de cuánto sacrificar de consumo presente a cambio de ingresos futuros esperados mayores.[4] Por ello, los mercados financieros cumplen un importante papel, ya que si éstos no permiten a los individuos endeudarse de manera de igualar los beneficios marginales esperados con los costos marginales de educarse, puede obtenerse un nivel subóptimo de inversión en educación (Hicks, 1987).

Hay abundante evidencia empírica de tipo microeconómica que respalda la teoría del capital humano. Utilizando medidas de valor presente neto de los ingresos[5] se obtiene consistentemente que los retornos de la educación primaria son mayores que los de otros niveles de educación,[6] que los retornos privados exceden los retornos sociales, particularmente en el nivel universitario y, en general, que los retornos son mayores en los países menos desarrollados (Hicks, 1987; Psacharopoulos 1993). Psacharopoulos (1993) calcula para América Latina (alrededor de 1990) tasas de retorno sociales a la educación de 17.9%, 12.8% y 12.3% para los niveles primario, secundario y universitario respectivamente, mientras que las tasas de retorno privadas son mayores, 26.2%, 16.8% y 19.7% respectivamente.[7]

Otra forma de medir los retornos a la educación es a través de los diferenciales salariales generados por la mayor educación o entrenamiento en el trabajo. Estimando funciones de ingresos se puede obtener la tasa de retorno de cada año adicional de educación o de cada nivel educativo (Mincer, 1974; Willis, 1986). Para Argentina, Pessino (1996) encuentra retornos marginales a la educación crecientes por nivel educativo, aunque variables en el tiempo.[8]

Respecto de los beneficios, la diferencia entre las tasas de retornos privadas y sociales está dada por los ingresos antes y después de impuestos. Por el lado de los costos, a través del método de valor presente neto, se considera la diferencia entre el costo observado por alumno y lo que verdaderamente éste paga. Así, el término tasa de retorno "social" no debe llevar a confusión. No constituye una medida de los beneficios que en términos de las externalidades se supone genera la educación. En el mejor de los casos, ésta sólo estima las diferencias en productividad de los individuos.

2.2. Educación y crecimiento económico

El análisis de los factores que determinan el crecimiento económico dejó de ser un tema relevante en la discusión económica a partir del consenso alcanzado por el modelo neoclásico de crecimiento de Solow (1956), en la década del '60. Desde mediados de los años '80, sin embargo, ha renacido un fuerte interés en este tema, generado por los artículos de Romer (1986 y 1990) y Lucas (1988) que enfatizan, cada uno de manera diferente, el rol del capital humano en el crecimiento económico a través de la generación de ideas y la educación, respectivamente.

Dado que la literatura dedicada a analizar la relación entre educación (o capital humano) y crecimiento económico es muy amplia, en esta revisión sólo se analizará el modelo de Solow ampliado (Mankiw, Romer y Weil, 1992) y sólo a modo de referencia también se describirán brevemente las principales características del modelo de crecimiento de Solow estándar.

2.2.1. Modelo de Solow estándar.

El modelo de crecimiento de Solow estándar (ver Mankiw, Romer y Weil, 1992; y Barro y Sala-i-Martin, 1995) considera las tasas de ahorro, crecimiento poblacional y progreso tecnológico como exógenas y supone la existencia de dos insumos, capital y trabajo, que son pagados según su productividad marginal. Si la función de producción es del tipo Cobb-Douglas, la producción en el momento t está dada por,

$$Y(t) = K(t)^{\alpha}[A(t)L(t)]^{1-\alpha} \qquad (1)$$

donde Y es el producto, K es el capital, L es el trabajo, A es el nivel de tecnología y $0<\alpha<1$. Se supone que L y A crecen exógenamente a tasas n y g, según las ecuaciones $L(t) = L(0)e^{nt}$ y $A(t) = A(0)e^{gt}$, respectivamente. Por lo tanto, el número de unidades de trabajo efectivo, A(t)L(t), crece a la tasa n+g. El modelo supone que una fracción constante del producto, s, es invertida.

Definiendo el stock de capital por unidad de trabajo efectivo como k=K/AL y el nivel de producto por unidad de trabajo efectivo como y=Y/AL, la evolución de k es gobernada por la siguiente ecuación de movimiento,

$$\dot{k}(t) = s\,y(t) - (n+g+\delta)k(t) \qquad (2)$$

donde δ es la tasa de depreciación del capital.

Reemplazando el stock de capital de estado estacionario, $k^* = [s/(n+g+\delta)]^{1/(1-\alpha)}$, en la función de producción y tomando logaritmos, se obtiene el ingreso per cápita de estado estacionario,

$$Ln\left[\frac{Y(t)}{L(t)}\right] = Ln\,A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha}Ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha}Ln(n+g+\delta) \qquad (3)$$

De esta manera, el modelo de Solow predice una relación positiva entre el producto per cápita (en términos de unidades efectivas de trabajo) y la tasa de ahorro, y negativa en la misma magnitud con respecto a las tasas de crecimiento poblacional, de la tecnología y la tasa de depreciación.[9] Cambios en el nivel de tecnología, en la tasa de ahorro, en la tasa de crecimiento poblacional o en la tasa de depreciación, determinan cambios en el nivel de producto per cápita, pero no en su tasa de crecimiento de estado estacionario, que es siempre igual a la tasa exógena de crecimiento de la tecnología, g.

2.2.2. Modelo de Solow ampliado

Mankiw, Romer y Weil (1992) proponen una extensión del modelo de Solow a fin de considerar el capital humano como un factor adicional de producción. Plantean una función de producción con retornos constantes a escala, pero con tres factores: capital físico (K), trabajo (L) y capital humano (H). Por lo tanto, el producto (Y) puede ser expresado en el momento t como,

$$Y(t) = K(t)^{\alpha}H(t)^{\beta}[A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} \qquad (4)$$

donde A es el nivel de tecnología y $0<\alpha+\beta<1$. La evolución de la economía está determinada por,

$$\begin{aligned}\dot{k}(t) &= s_k\,y(t) - (n+g+\delta)k(t)\\ \dot{h}(t) &= s_h\,y(t) - (n+g+\delta)h(t)\end{aligned} \qquad (5)$$

donde y = Y/AL, k = K/AL, h = H/AL son cantidades por unidades de trabajo efectivo, s_k es la fracción del ingreso invertida en capital físico, s_h es la fracción del ingreso invertida en capital humano. El número de unidades efectivas de trabajo A(t)L(t) crece a la tasa n+g y δ es la tasa de depreciación. Reemplazando en la función de producción los stocks de capital físico y humano de estado estacionario, $k^* = \left[s_k^{1-\beta}s_h^{\beta}/(n+g+\delta)\right]^{1/(1-\alpha-\beta)}$ y $h^* = \left[s_k^{\alpha}s_h^{1-\alpha}/(n+g+\delta)\right]^{1/(1-\alpha-\beta)}$ respectivamente, y tomando logaritmos, se obtiene el ingreso per cápita de estado estacionario,

$$Ln\left[\frac{Y(t)}{L(t)}\right] = Ln\,A(0) + gt - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta}Ln\,(n+g+\delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}Ln\,s_k + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta}Ln\,s_h \qquad (6)$$

Esta ecuación señala que el ingreso per cápita depende del crecimiento de la población y la tecnología y de la acumulación de capital físico y humano. La determinación de cuál de las dos versiones del modelo de Solow es la adecuada, es un problema empírico.

III. Estudios Empíricos

La literatura empírica de crecimiento y educación se puede clasificar en dos grupos. Por un lado, aquellos trabajos que analizan de manera directa la contribución del capital humano (o educación) al crecimiento económico. Por otro lado, aquellos que se enfocan hacia contrastar la hipótesis de convergencia del modelo de crecimiento neoclásico,[10] del cual surge el análisis del efecto del capital humano sobre el crecimiento como un subproducto. En esta sección se analizarán ambos grupos de trabajos de manera separada.

3.1. Estudios específicos de la relación entre capital humano y crecimiento

La referencia principal es el artículo de Mankiw, Romer y Weil (1992) –MRW de aquí en adelante–, ya citado en la sección anterior.[11] En dicho trabajo los autores estiman, por mínimos cuadrados ordinarios, tanto el modelo de Solow estándar

como el ampliado, utilizando datos de corte transversal para un gran número de países. Para especificar empíricamente el modelo estándar utilizan la ecuación (3), con Ln A(0)+gt formando parte de la constante en la estimación, mientras que para la especificación empírica del modelo ampliado consideran la siguiente versión de la ecuación (6),

$$Ln\left[\frac{Y(t)}{L(t)}\right] = Ln\,A(0) + gt - \frac{\alpha}{1-\alpha} Ln\,s_k - \frac{\alpha}{1-\alpha} Ln\,(n+g+\delta) + \frac{\beta}{1-\alpha} Ln\,h^* \quad (6')$$

donde el término Ln A(0)+gt también forma parte de la constante en la estimación, y h* representa el nivel de capital humano de estado estacionario. La comparación de las ecuaciones (3) y (6') muestra claramente que si no se considera el capital humano explícitamente en la estimación, éste pasa a formar parte del término de error.

Debe destacarse que MRW suponen que el término A(0) es el único que puede ser específico a cada economía, reflejando no sólo diferencias en tecnología sino también en dotación de recursos naturales, clima, instituciones, etc. Tanto en la estimación de (3) como de (6'), MRW suponen que Ln A(0) = a+ε, donde a es una constante y ε es un shock específico a cada economía. Así, la constante en la estimación pasa a ser a+gt, y ε pasa a formar parte del error de estimación. El supuesto de que s_k, h* y n son independientes de ε es crucial para poder realizar sus estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios.[12]

Como medida de capital humano MRW utilizan el porcentaje de la población en edad de trabajar que asiste a la educación secundaria. Los resultados empíricos llevaron a los autores a considerar esta especificación como la adecuada para explicar el crecimiento. El coeficiente estimado de $\beta/(1-\alpha)$ es el que muestra el efecto directo del capital humano sobre el crecimiento económico.

La conclusión a la que arriban MRW es que el modelo de Solow en su versión estándar no representa adecuadamente a los datos, pero que la incorporación del capital humano mejora el desempeño del modelo, logrando un ajuste adecuado a los datos.

Pritchett (1996b) nota que el modelo de MRW puede estimarse indistintamente en niveles o en tasas de crecimiento. Propone estimar $\dot{y} = \dot{a} + \alpha\dot{k} + \beta\dot{h}$, en términos per cápita,[13] y obtiene que existe una relación negativa entre capital humano y crecimiento, lo que obviamente no es el resultado esperado postulado por la teoría. Sin embargo, este resultado es robusto ante distintas bases de datos utilizadas.[14]

Pritchett critica la medida de capital humano utilizada por MRW (matrícula secundaria) porque sostiene que esta variable puede ser una *proxy* válida de la tasa de acumulación de escolaridad entre países (o regiones) sólo si cada país (región) está en su estado estacionario de stocks y las tasas de matrícula son constantes entre países (regiones). Dado que esto no se cumple y, más aún, están creciendo fuertemente los años de escolaridad promedio de la mayoría de los países en desarrollo, la variable matrícula se convierte en una mala *proxy* que

incluso muestra una relación negativa entre sus valores iniciales y el stock actual de capital humano. Por lo tanto, que la variable matrícula aparezca con el signo adecuado en las regresiones de crecimiento no dice nada acerca de la relación entre educación (o capital humano) y crecimiento. La posición de Pritchett es algo extremista al respecto, porque su trabajo explora las distintas posibilidades por las que no debería existir en realidad una relación positiva entre capital humano y crecimiento, dado que según su posición los efectos reales de la educación se encontrarían sólo a nivel privado y no social.

Benhabib y Spiegel (1994) realizan un ejercicio de "contabilidad de crecimiento", utilizando el modelo de Solow ampliado en diferencias (para una serie de corte transversal de países), y también encuentran un coeficiente negativo para la variable capital humano, aunque estadísticamente no significativo. Este resultado aparece en sus estimaciones como consistente aún utilizando distintas bases de datos.[15]

Otras críticas al modelo de MRW son de Temple (1995) que realiza una estimación del mismo con un método que identifica observaciones no representativas y que le permite descubrir una fuerte sensibilidad del modelo a la elección de la muestra. Adicionalmente, formula fuertes críticas a la elección de variables *proxies* de capital físico y humano de MRW, que generan un error de especificación.

Bils y Klenow (1996) desarrollan un modelo calibrado de generaciones traslapadas de crecimiento endógeno, para testear la causalidad entre educación y crecimiento. Se obtiene que no es la educación la que genera crecimiento, sino que es este último el que lleva a una mayor demanda por educación vía un aumento esperado en la tasa de retorno por la educación.

Knowles y Owen (1997) utilizan como *proxies* de capital humano al capital de educación y de salud en el modelo de Solow. Utilizando un subconjunto de los datos utilizado por MRW obtienen como resultado un efecto positivo importante de la salud (aproximada por esperanza de vida al nacer) sobre el crecimiento, pero un efecto no significativo de la educación (aproximada por el número de años de educación de la población mayor de 25 años) sobre el crecimiento. Lo destacable de este trabajo es que considera como capital humano no sólo la educación, sino también la salud de las personas.[16]

Por último, Jones (1996) desarrolla una síntesis de los modelos de Lucas (1988) y Romer (1990), al considerar una función de producción à la Romer y una función de acumulación de capital humano à la Lucas. Esta última, además, incorpora un perfil edad-ingreso que es consistente con la evidencia microeconómica obtenida de la estimación de ecuaciones de Mincer (1974). El resultado más interesante es que este modelo de crecimiento endógeno llega a una especificación empírica idéntica a la de MRW. Por lo tanto, al estimar la ecuación (6') no habría forma de distinguir entre el modelo de MRW y el de Jones, ya que existe equivalencia observacional entre los modelos.

3.2. Capital humano y crecimiento en la literatura de convergencia

La literatura empírica de crecimiento de los últimos años se ha orientado hacia la contrastación de la hipótesis de convergencia. Los primeros trabajos usan datos de corte transversal de países o regiones, mientras que el surgimiento de mejores fuentes de datos ha permitido la utilización de datos de panel en las estimaciones.

3.2.1. Estimaciones à la Mankiw, Romer y Weil

MRW muestran que el modelo de Solow predice convergencia condicional, y que incluso realiza predicciones cuantitativas acerca de la velocidad de convergencia al estado estacionario. Partiendo de la ecuación (6') de y*, el producto de estado estacionario en términos de trabajo efectivo, y denominando y(t) al valor del producto en el momento t, realizan una aproximación alrededor del estado estacionario para obtener la velocidad de convergencia λ, que está dada por la ecuación $\frac{d\,Ln\,y(t)}{dt} = \lambda[Ln\ y^* - Ln\ y(t)]$, donde $\lambda = (n+g+\delta)\ (1-\alpha-\beta)$.

Dicha expresión implica que $Ln\ y(t) = (1-e^{-\lambda\tau})\ Ln\ y^* + e^{-\lambda t}\ Ln\ y(t-\tau)$, donde y(t-τ) es el producto por unidad efectiva de trabajo en algún punto inicial del tiempo. Restando Ln y(t-τ) de ambos miembros y reemplazando por el valor de y*, se obtiene,

$$Ln\,y(t) - Ln\,y(t-\tau) = \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)\frac{\alpha}{1-\alpha}\,Ln\,s_k + \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)\frac{\beta}{1-\alpha}\,Ln\,h^* - \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)\frac{\alpha}{1-\alpha}\,Ln\,(n+g+\delta) - \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)Ln\,y(t-\tau) \qquad (7)$$

Esta ecuación muestra que en el modelo de Solow aumentado, el crecimiento del producto es una función de los determinantes últimos del estado estacionario y del nivel inicial de producto, y es la que utilizan MRW para estudiar el proceso de convergencia entre países.[17]

La mayor ventaja de esta ecuación es que considera explícitamente la dinámica fuera del estado estacionario, al contrario que las ecuaciones (3), (6) y (6') que sólo son válidas si las economías están en estado estacionario, o si las desviaciones respecto al estado estacionario son aleatorias. Sin embargo, la ecuación (7) tiene el problema de que si las economías tienen distintas funciones de producción, es decir diferentes A(0), éstos pasarán a formar parte del término de error y podrían estar positivamente correlacionados con el ingreso inicial, lo que sesgaría el coeficiente del mismo a cero.

MRW estiman tres ecuaciones: crecimiento del producto versus producto inicial, el modelo de Solow estándar (ecuación (7'), ver nota 17) y el modelo de Solow aumentado (ecuación 7). En el primer caso obtienen que no existe convergencia, y en los otros dos casos que sí existe y que es significativa. Adicionalmente muestran que el coeficiente de convergencia implícito que se obtiene en las estimaciones del modelo de Solow estándar es menor que el predicho por la teoría, pero que el del modelo de Solow aumentado es acorde a la teoría (cerca de 0.02). En el modelo aumentado, además, el coeficiente de la variable educación es positivo y significativo.

Dado que los problemas asociados a la existencia de factores específicos a un país son importantes, Knight, Loayza y Villanueva (1993), Loayza (1994) e Islam (1995) consideran que pueden ser tratados más adecuadamente mediante la utilización de datos de panel, usando un estimador de mínima distancia. Islam (1995) argumenta que en la ecuación (7) sigue existiendo el problema de que n, s_k y h* pueden estar correlacionados con el error, por la existencia de efectos específicos a cada economía. Esto se ve claramente al expresar dicha ecuación (que está en términos de trabajo efectivo) en términos per cápita (que es la manera en que estiman MRW). Denominando ahora a y(t) como el ingreso per cápita se llega a que (7) puede ser expresada como,

$$Ln\,y(t) - Ln\,y(t-\tau) = \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)\frac{\alpha}{1-\alpha}\,Ln\,s_k + \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)\frac{\beta}{1-\alpha}\,Ln\,h^* - \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)\frac{\alpha}{1-\alpha}\,Ln\,(n+g+\delta) + \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)Ln\,y(t-\tau) + \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)Ln\,A(0) + g\left[t-e^{-\lambda\tau}(t-\tau)\right] \qquad (8)$$

Esta ecuación también puede ser reescrita de la siguiente manera,

$$Ln\,y(t) = \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)\frac{\alpha}{1-\alpha}\,Ln\,s_k + \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)\frac{\beta}{1-\alpha}\,Ln\,h^* - \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)\frac{\alpha}{1-\alpha}\,Ln\,(n+g+\delta) + e^{-\lambda\tau}\,Ln\,y(t-\tau) + \left(1-e^{-\lambda\tau}\right)Ln\,A(0) + g\left[t-e^{-\lambda\tau}(t-\tau)\right] \qquad (9)$$

donde claramente se observa que existe un efecto individual, invariante, de cada economía, representado por $(1-e^{-\lambda\tau})$ Ln A(0).[18] Esta ecuación tiene la forma habitual de un panel dinámico,[19] y permite capturar la dinámica de las economías hacia el estado estacionario.

Sobre la base de esta última ecuación, Islam divide el período de 35 años que consideran MRW en su estimación de corte transversal, en subperíodos de 5 años para formar el panel (es decir, τ=5). Para tratar con el problema de los efectos individuales correlacionados con el error, utiliza el estimador de mínima distancia, también conocido como matriz Π de Chamberlain. Se obtienen dos resultados interesantes. Primero, la tasa de convergencia estimada es mayor que la de MRW, tanto para el modelo de Solow estándar como para el aumentado, lo que es consistente para las distintas submuestras que considera. Segundo, en el modelo que incluye capital humano (medido como años promedio de escolaridad en la población mayor de 25 años) obtiene que casi no varía la tasa de convergencia implícita (para las distintas submuestras), que el capital humano entra de manera significativa en sólo una de las regresiones (la correspondiente a la submuestra de

países no petroleros) y que en todas entra con signo negativo. Esto lo impulsa a proponer alguna manera de incorporar el capital humano que considere de manera más rica las interacciones entre esta variable y otras variables del modelo.[20]

3.2.2. Estimaciones à la Barro

Una de las primeras estimaciones empíricas de convergencia fue realizada por Barro (1991). Utilizando un corte transversal de países, observa que casi no existe correlación entre la tasa de crecimiento del producto y el producto inicial, como postularía la hipótesis de convergencia absoluta. Sin embargo, controlando por diversas variables, entre ellas de educación, obtiene coeficientes negativos sobre el producto inicial, acordes con la existencia de convergencia condicional. Posteriormente a dicho trabajo, surgió una enorme literatura empírica sobre convergencia (para países o regiones) utilizando tanto datos de corte transversal como de panel.[21]

Este tipo de estimaciones que buscan los "determinantes del crecimiento" se pueden expresar de manera general como (ver Barro y Sala-i-Martin, 1995),

$$Dy_t = F(y_{t-1}, h_{t-1};...) \qquad (10)$$

donde y_{t-1} es el PIB per cápita inicial, h_{t-1} es el capital humano inicial per cápita (basado en medidas de logros educacionales y de salud) y las variables omitidas, denotadas por ..., comprenden un conjunto de variables de control de influencias ambientales. Estas variables pueden incluir preferencias por ahorro y fecundidad, políticas gubernamentales, distorsiones de mercado, etc.

Equivalente a (10) se puede plantear la siguiente especificación, que es compatible con una variedad de modelos neoclásicos de crecimiento que aceptan como solución una log-linearización alrededor del estado estacionario de la forma,

$$Ln\ (y_t) - Ln\ (y_0) = -\ (1-e^{-\lambda\tau})\ Ln\ (y_0)+(1-e^{-\lambda\tau})\ Ln\ (y^*) \qquad (11)$$

donde y_t es el producto per cápita en el momento t, y* es su estado estacionario y λ es la tasa de convergencia. Esta especificación ha sido la utilizada habitualmente en los estudios de convergencia.

En estos trabajos se utilizan diversas variables para identificar capital humano,[22] y la significancia y signo de los coeficientes asociados son muy sensibles a cada especificación. Levine y Renelt (1991) muestran cómo las conclusiones de este tipo de estudios son muy frágiles si existen pequeños cambios en las variables independientes.

Bernard y Durlauf (1996) muestran que si las economías se encuentran muy lejos de su estado estacionario, la hipótesis de convergencia en este tipo de estimaciones, utilizando datos de series de tiempo, podría llegar a ser erróneamente aceptada.

Goetz y Hu (1996) plantean una especificación que considera no sólo la ecuación habitual de crecimiento en función del capital humano, sino que también considera una segunda ecuación que expresa al capital humano como una función del crecimiento del producto. Estiman ambas ecuaciones de manera simultánea, utilizando datos de condados de Estados Unidos, arribando a la conclusión de que es significativa la relación entre capital humano y crecimiento, en ambas direcciones, y que existe no sólo convergencia en el producto, sino también convergencia en el capital humano, respecto al stock inicial de capital humano.

Kocherlakota y Yi (1995) plantean que las regresiones de convergencia no pueden distinguir entre modelos exógenos y endógenos de crecimiento si existen shocks tecnológicos (diferentes para cada país), lo suficientemente persistentes.[23] Por lo tanto, para comprobar la hipótesis de convergencia en regresiones de corte transversal se sugiere la utilización como variables independientes tanto al producto inicial como al stock de capital inicial, siendo el signo sobre este último el que determina la existencia de convergencia.

IV. Problemas Econométricos de los Trabajos Empíricos. Un Estimador Alternativo[24]

La especificación empírica de la mayoría de los trabajos de crecimiento se puede expresar de manera general como,

$$Ln\ Y_{i,t} - Ln\ Y_{i,t-\tau} = \beta\ Ln\ Y_{i,t-\tau}+W_{i,t-\tau}\ \delta + \eta_i + \xi_t + \varepsilon_{i,t} \qquad (12)$$

donde $Y_{i,t}$ es el PBI per cápita del país (región) i en el período t, $W_{i,t}$ es un vector fila de determinantes del crecimiento económico, η_i es un efecto específico de país (región), ξ_t es una constante específica de período[25] y $\varepsilon_{i,t}$ es un término de error. Si $\beta<0$, la especificación es consistente con la existencia de convergencia condicional, interpretándose las variables en $W_{i,t-\tau}$ y el efecto individual η_i como *proxies* del nivel de producto de largo plazo al que la economía está convergiendo.

La ecuación (12) se puede reescribir como,

$$y_{i,t} = \tilde{\beta} y_{i,t-\tau} + W_{i,t-\tau}\delta + \eta_i + \xi_t + \varepsilon_{i,t} \qquad (13)$$

donde $\tilde{\beta} = 1+\beta$ y $y_{i,t}$= Ln $Y_{i,t}$. La ecuación (13) deja claro que estimar (12) es equivalente a estimar una ecuación dinámica con la variable dependiente rezagada en el lado derecho.

Los problemas econométricos que presenta la estimación de (13) son dos: a) el tratamiento del efecto específico individual de cada economía, y b) la existencia de variables endógenas en el lado derecho de la regresión.

El primer problema aparece en las investigaciones que utilizan datos de corte transversal. Como se dijo anteriormente, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de ecuaciones como la (7) es consistente sólo si puede suponerse que el efecto individual no está correlacionado con las otras variables del lado dere-

cho de la regresión. Sin embargo, ese supuesto es necesariamente violado en regresiones de crecimiento en un contexto dinámico. Se puede ver que,

$$E\left[\eta_i y_{i,t-\tau}\right] = E\left[\eta_i\left(\tilde{\beta} y_{y,t-2\tau} + W_{i,t-2\tau}\delta + \eta_i + \xi_{t-\tau} + \varepsilon_{i,t-\tau}\right)\right] \neq 0 \qquad (14)$$

donde la desigualdad surge del hecho de que los países tienen distintos efectos individuales, $E\left(\eta_i^2\right) \neq 0$. Un tratamiento consistente de estos efectos correlacionados sólo puede basarse en datos con dimensión temporal. Además, como el efecto individual es una *proxy* del nivel de ingreso al que la economía está convergiendo, en general $E[\eta_i\ y_{i,t-2\tau}]$ será positivo. Por lo tanto, la omisión del efecto individual implica una estimación sesgada hacia arriba de β en la ecuación (13), lo que se traduce en una estimación sesgada hacia abajo del coeficiente de convergencia.

El segundo problema, de endogeneidad, se presenta tanto en las estimaciones de corte transversal como en las de panel. En muchas especificaciones al menos un subconjunto de los elementos de tipo "flujo" del vector $W_{i,t}$ es conceptualmente endógeno. Por ejemplo, la inversión como porcentaje del PBI es una variable utilizada en la mayoría de los estudios de crecimiento y es razonable pensar que determina, pero a la vez está determinada por, el crecimiento económico. Lo mismo sucede con las variables de educación si no son rezagadas, con medidas de gasto público, con el crecimiento de la población,[26] que es otra variable muy utilizada, etc. Caselli, Esquivel y Lefort (1996) (CEL de aquí en adelante) plantean, incluso, que prácticamente ninguna variable puede ser considerada exógena, excepto quizás las características geográficas de un país (región).

Utilizando datos de panel, algunos de los problemas descritos pueden solucionarse. El problema del efecto individual, como ya se explicó en la sección anterior, fue atacado por Knight, Loayza y Villanueva (1993), Loayza (1994) e Islam (1995) a través de la estimación de un panel dinámico (ecuación 9), mediante el estimador de mínima distancia, conocido también como enfoque de matriz Π de Chamberlain. Este método está basado en una serie de transformaciones de la ecuación (13) que lleva a una estimación de forma reducida en la que, para cada período, un corte transversal de productos en niveles son regresionados contra todas las variables explicativas en todos los períodos. Los parámetros estructurales son recuperados por mínima distancia, explotando las restricciones impuestas en los parámetros de forma reducida. El problema de este método es que es válido sólo si todas las variables en $W_{i,t}$ son estrictamente exógenas. Si alguno de los regresores no lo es, y sólo es predeterminado, entonces existirá correlación contemporánea entre las variables explicativas y el término de error en la fase de estimación de forma reducida.[27] Esto generará inconsistencia que se arrastrará a los parámetros en la forma estructural.[28] Por lo tanto este método no logra atacar el problema de endogeneidad de los regresores.

El problema de endogeneidad, por otra parte, es atacado por Barro y Lee (1994) y Barro y Sala-i-Martin (1995), también mediante la utilización de datos de panel. La división de sus datos en dos subperíodos (1965-75 y 1975-85) les

permite formar un panel, con el que realizan una estimación por mínimos cuadrados en tres etapas. La estimación en tres etapas permite corregir la correlación serial potencial en los residuos y además controlar los regresores potencialmente endógenos, utilizando rezagos de los mismos como instrumentos. Sin embargo, como argumentan CEL, su solución es consistente sólo bajo el supuesto de efectos individuales aleatorios (efectos individuales que están correlacionados en el tiempo pero no con los otros regresores). Pero, como se muestra en la ecuación (14), la presencia de la variable dependiente rezagada hace que necesariamente el supuesto de efectos individuales aleatorios no sea válido. Por lo tanto, en estos trabajos a pesar de corregirse el problema de variables endógenas, no se corrige el problema de efectos individuales correlacionados.

En definitiva, ninguno de los trabajos empíricos analizados logra corregir de manera simultánea los dos problemas empíricos que presentan las ecuaciones de crecimiento.

4.1. Estimador utilizando GMM

De esta manera, es necesario algún estimador que permita corregir simultáneamente los dos problemas empíricos encontrados en la literatura de crecimiento. CEL proponen la utilización de un estimador que utiliza el método de momentos generalizados (GMM).[29] El estimador de GMM explota óptimamente todas las restricciones lineales de momentos implícitas en un modelo dinámico de panel, y su aplicación a este tipo de datos fue propuesta por Arellano y Bond (1991).

Tomando las variables en desvíos respecto a la media de cada período, se elimina la necesidad de incluir constantes específicas de tiempo, con lo que el término ξ_t de la ecuación (13) desaparece. Para eliminar el efecto individual se realiza una transformación que consiste en tomar primeras diferencias en la ecuación (13), lo que da como resultado,

$$y_{i,t} - y_{i,t-\tau} = \tilde{\beta}\left(y_{i,t-\tau} - y_{i,t-2\tau}\right) + \left(W_{i,t-\tau} - W_{i,t-2\tau}\right)\delta + \left(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-\tau}\right) \qquad (15)$$

Esta ecuación permite obtener todos los parámetros de interés sin tener que depender de ningún supuesto probabilístico relativo al efecto individual. Sin embargo, la ecuación (15) no puede ser estimada directamente por mínimos cuadrados porque todavía existen variables potencialmente endógenas en $W_{i,t-\tau}$ y $W_{i,t-2\tau}$, y porque la variable dependiente rezagada está ahora correlacionada con el término de error compuesto a través del término contemporáneo en el período t-τ. Por lo tanto se requiere utilizar variables instrumentales. La solución que proponen CEL es utilizar todos los valores pasados de las variables explicativas como instrumentos en la regresión.

Para poder efectuar las estimaciones se deben realizar los siguientes supuestos de identificación (Arellano y Bond 1991; CEL): a) no existe correlación serial de orden τ (es decir, $E[\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{i,t-\tau}] = 0$); b) las variables "stock" en el vector $W_{i,t-\tau}$ (aquellas variables medidas al inicio del período de t-τ a t) están predeterminadas; y c) las variables "flujo" en el vector $W_{i,t-\tau}$ (aquellas medidas como promedio de

los τ períodos de t-τ a t-1) no están predeterminadas para $\varepsilon_{i,t}$, pero sí están predeterminadas para $\varepsilon_{i,t+\tau}$.[30]

El estimador de GMM permite explotar óptimamente estos supuestos de identificación y permite, de manera consistente y eficiente, solucionar los problemas que sufren los estudios empíricos de crecimiento, planteados anteriormente.

La ecuación (15) puede reescribirse como $\Delta y_{i,t} = \Delta X_{i,t}\theta + \Delta\varepsilon_{i,t}$, donde $\theta' = (\beta\ \delta')$, $X_{i,t}$ es un vector fila de dimensión K, definido como $(y_{i,t-\tau}\ W_{i,t-\tau})$ y Δ es el operador diferencia. Como se cuenta con información desde el período 0 hasta $T_0\tau$ para la variable dependiente y desde el período 0 hasta $T\tau$ para las variables explicativas ($T=T_0-1$), lo que se tiene son T ecuaciones en diferencias.

Se considera una partición del vector $W_{i,t}$ entre las variables que están predeterminadas para $\varepsilon_{i,t+\tau}$, $W^1_{i,t}$ y las variables que están predeterminadas para $\varepsilon_{i,t+2\tau}$, $W^2_{i,t}$; $W_{i,t} = (W^1_{i,t}, W^2_{i,t})$. Se define la matriz de instrumentos Z_i, que es block-diagonal de dimensión T x M, donde M es el número de instrumentos dado por $M = \frac{T(T+1)}{2}K$. En el caso que se analizará en este trabajo, T=2, por lo que Z_i estaría dada por,

$$z_i = \begin{bmatrix} y_{i,0} & W_{i,0} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & y_{i,0} & W_{i,0} & y_{i,\tau} & W^1_{i,\tau} \end{bmatrix} \qquad (16)$$

Se define el vector de errores diferenciados, $v_i = (\varepsilon_{i,2\tau} - \varepsilon_{i,\tau}, \ldots, \varepsilon_{iT_0\tau} - \varepsilon_{i,T\tau})'$. Los supuestos de predeterminación anteriores y el supuesto de no correlación serial de orden τ, implican que $E[Z_i'v_i] = \mathbf{0}$, donde $\mathbf{0}$ es un vector nulo de dimensión M. Por lo tanto $Z_i'v_i(\theta)$ es un conjunto de M funciones que satisfacen las condiciones de ortogonalidad $E[Z_i'v_i(\theta)] = 0$. Dado que el número de momentos válidos es mayor que el número de parámetros a estimar, se necesita una matriz de ponderaciones **A** de dimensión M x M para poder estimar los parámetros de la ecuación mediante el método de momentos generalizados (GMM).

El método consiste en dos etapas. En la primera, se estima consistentemente un primer conjunto de parámetros sin imponer estructura en la matriz de ponderaciones. Arellano y Bond (1991) sugieren obtener este primer conjunto de parámetros utilizando una matriz de ponderaciones que controla por la estructura de promedio móvil que puedan presentar los errores de la ecuación (13). Sin embargo, estos coeficientes serían estimadores óptimos de los parámetros de interés sólo si los errores de la ecuación (13) fuesen homocedásticos. En la segunda etapa del proceso de estimación se relaja el supuesto de homocedasticidad para obtener el estimador lineal más eficiente. Se utilizan los residuos obtenidos en la primera etapa para construir una matriz de ponderaciones eficiente, que constituye un estimador consistente de la matriz óptima. La matriz de ponderaciones óptima

se define como la inversa del cuadrado de la esperanza de los momentos utilizados. La matriz efectivamente utilizada es simplemente la equivalente muestral.

El estimador de GMM que resulta del procedimiento descrito queda definido, entonces, como,

$$\theta_n = (X'ZA_nZ'X)^{-1}X'ZA_nZ'y \qquad (17)$$

donde **Z** es una matriz de NT x M, en la que se apilan las matrices Z_i, **X** es una matriz de dimensión NT x K formada a partir de las matrices X_{it}, e **y** es un vector columna de dimensión NT que agrupa a los subvectores y_{it}. N es el número de países (regiones) incluidos en la muestra, **A** es la matriz de ponderaciones y el subíndice n (n=1,2) indica la etapa del proceso de estimación.

Sin embargo, la consistencia del estimador depende crucialmente del supuesto de identificación, de que los valores rezagados del ingreso y de las otras variables explicativas son instrumentos válidos en la regresión de crecimiento. En ese sentido la condición necesaria para que esto se cumpla es la ausencia de correlación serial de orden τ en los errores $\varepsilon_{i,t}$ en la ecuación en niveles. Para comprobar esto, se deben realizar una serie de tests propuestos por Arellano y Bond (1991). El primero es el test de Sargan de restricciones sobre identificadas, que evalúa la validez global del conjunto de instrumentos utilizados. Los otros dos son tests de la hipótesis nula que no existe correlación serial en el error en niveles. Uno se basa en la diferencia entre el estadístico de Sargan y el que se obtiene cuando se reestima (15) eliminando las condiciones de momentos que serían no válidas si los errores en niveles tuvieran correlación serial de orden τ. El otro es un test de la hipótesis que los errores en la ecuación en diferencias no tienen correlación serial de orden 2τ. Esta es una condición necesaria para que los errores en niveles no tengan correlación serial de orden τ.

V. Datos Utilizados y Estimaciones Econométricas

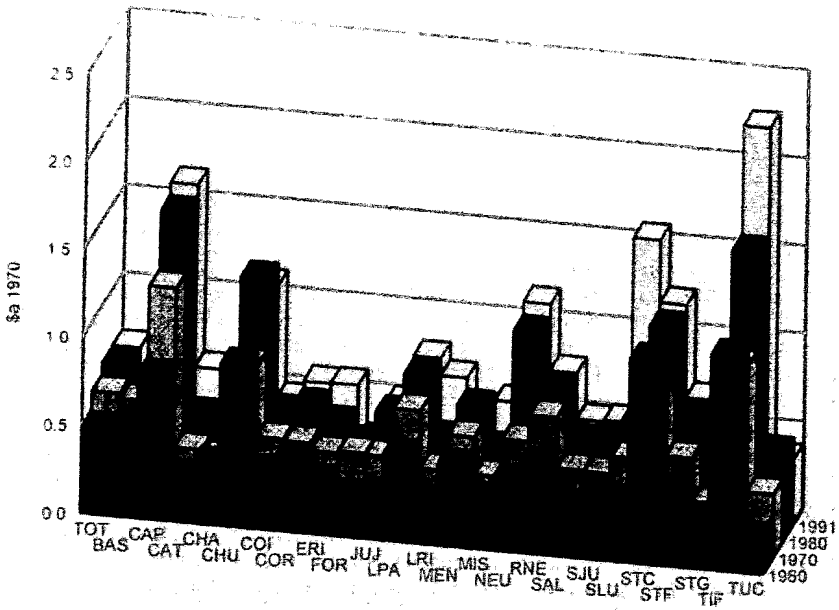
5.1. Datos utilizados

Los datos utilizados en las estimaciones corresponden a un panel de las 23 provincias argentinas y la Capital Federal, que abarca desde el año 1960 a 1991. Dado que la variable más relevante para este trabajo es la educación y ésta se obtiene de los censos de población que son decenales, se tomaron intervalos de 10 años. Esto implica que para las estimaciones se contará con cuatro datos temporales correspondientes a los años de los censos nacionales de población: 1960, 1970, 1980 y 1991.

Los datos de PBI provinciales se expresaron en términos per cápita utilizando la población en edad económicamente activa, es decir la población entre 15 y 59 años (para el período analizado la edad legal de jubilación en Argentina era de 60 años). En el Gráfico 1 se muestra la evolución de los PBI per cápita provinciales en moneda constante. El Gráfico 2 muestra la tasa de crecimiento del PBI per

GRAFICO 1

PRODUCTO BRUTO INTERNO PER CAPITA



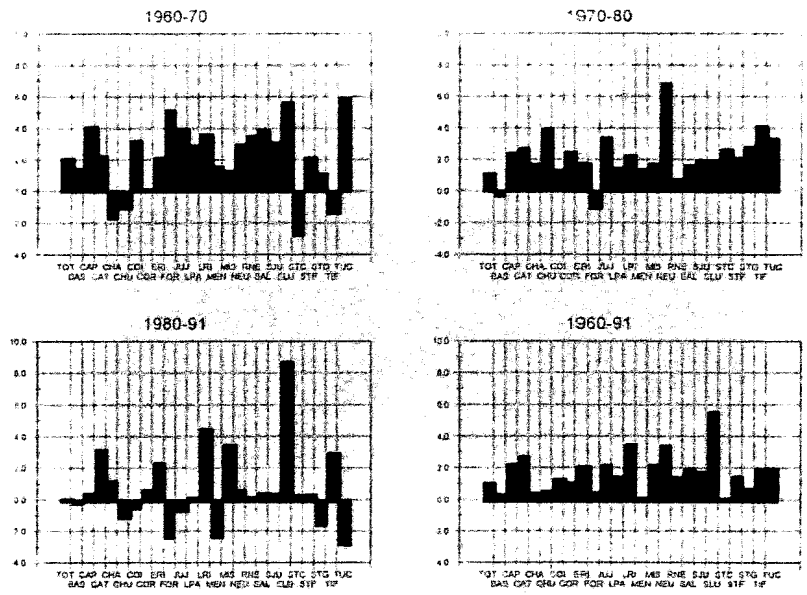
cápita en las provincias, para los tres intervalos analizados y para el período completo. Se observa que existe una gran disparidad en los PBI per cápita, y que su evolución ha sido despareja en todos los períodos (aunque con mayor dispersión en el período 1980-1991).

La variable más relevante, dados los objetivos de este trabajo, es la correspondiente a capital humano. La *proxy* utilizada para medir el stock de capital humano es el stock de educación, medido como años promedio de educación de la población.[31] En el Gráfico 3 se presenta la evolución de esta variable, donde se puede observar que la educación ha crecido en todas las provincias en el período analizado, aunque existe una gran dispersión entre provincias, que se ha mantenido en el tiempo.

El problema de esta *proxy* agregada es que no toma en cuenta las diferencias de tener un año de educación en la escuela primaria, secundaria o universitaria. Por ello, se calcularon otras tres variables similares a la anterior, pero considerando el nivel en que fue obtenido cada año de educación. Así, se calculó una variable de años de educación promedio de la población que estudió entre 0 y 7 años (como máximo educación primaria completa), de la población que estudió

GRAFICO 2

TASA PORCENTUAL ANUAL DE CRECIMIENTO PBI PER CAPITA



entre 8 y 12 años (como máximo educación secundaria completa) y de la población que estudió 13 años o más. A estas variables se las denominará educación tipo 1, tipo 2 y tipo 3, respectivamente. Dado que en el numerador se sumó la cantidad total de años de cada uno de estos tres tipos de educación, y el denominador siempre fue la población entre 15 y 59 años, los valores obtenidos reflejan el stock disponible (per cápita) de cada tipo de educación en cada provincia.[32] Los Gráficos 4, 5 y 6 reflejan los resultados obtenidos.[33] Es interesante notar que el peso de la educación tipo 1 decrece en el tiempo, mientras que la educación tipo 2 y tipo 3 crecen para todas las provincias. Esto muestra que si sólo se analizara la evolución de la variable educación agregada, se perdería mucha información respecto al cambio en la evolución interna del stock de educación. Así, por ejemplo, el promedio de años de educación para el total del país pasó de 5.7 en 1960 a 8.8 en 1991, pero ese cambio no muestra que los años de educación tipo 1 bajaron de 3.7 a 2.8, mientras que los de tipo 2 y tipo 3 pasaron de 1.4 a 3.6 y de 0.5 a 2.4, respectivamente. El resto de las variables utilizadas en las regresiones se describen en el anexo.

GRAFICO 3

AÑOS PROMEDIO DE EDUCACION TOTAL

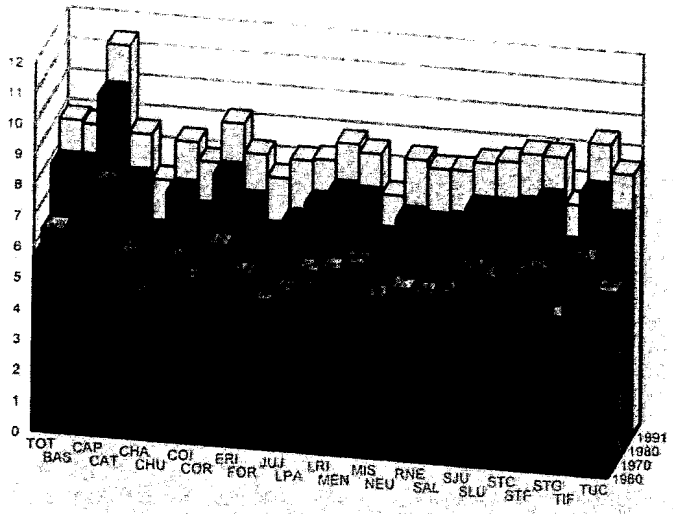


GRAFICO 4

AÑOS PROMEDIO DE EDUCACION TIPO 1

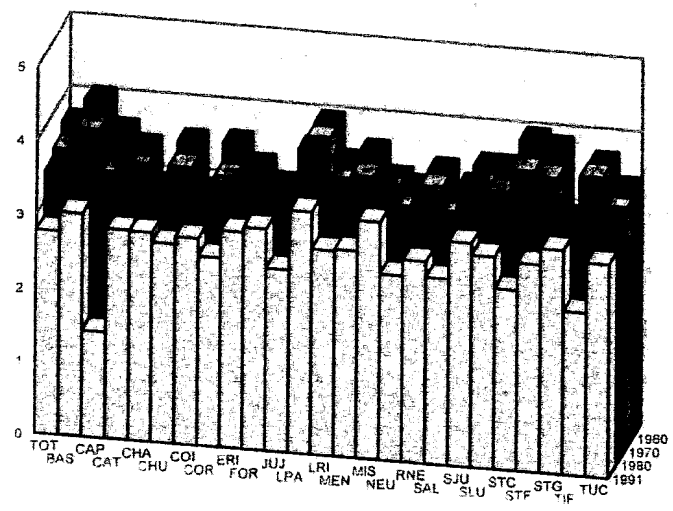


GRAFICO 5

AÑOS PROMEDIO DE EDUCACION TIPO 2

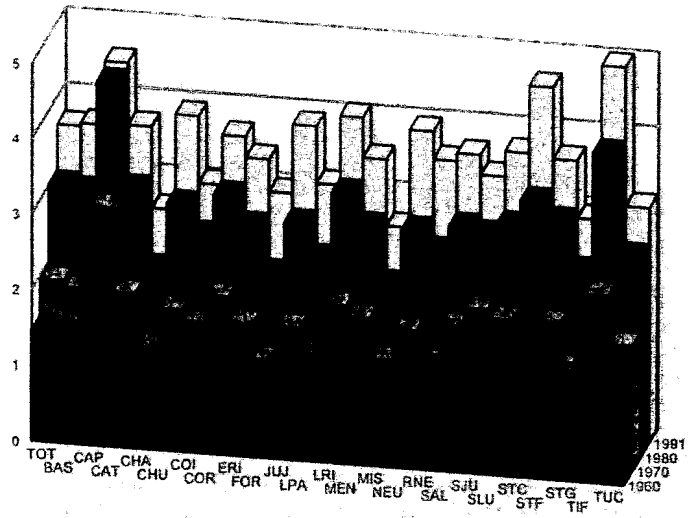
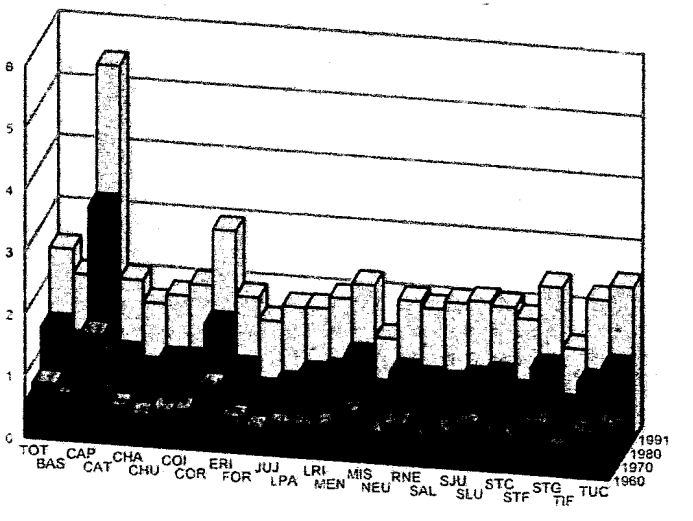


GRAFICO 6

AÑOS PROMEDIO DE EDUCACION TIPO 3



5.2. Estimaciones econométricas

Se realizaron estimaciones econométricas de los modelos de Solow estándar y aumentado y estimaciones à la Barro. Adicionalmente, como una manera de observar el efecto de la inclusión de la dimensión temporal en las estimaciones, se realizaron estimaciones de corte transversal (utilizando 1960 y 1991 como períodos extremos) y de panel. En las estimaciones de panel, tomando las variables en desvíos respecto a la media de las unidades de corte transversal en cada período, se eliminó la necesidad de incluir constantes específicas de tiempo.

Dentro de las estimaciones de panel, para poder comparar resultados, se utilizaron varios estimadores. En primer lugar, un estimador de mínimos cuadrados generalizados (GLS) que permite controlar por heterocedasticidad. En segundo lugar, se utilizó el estimador de GMM propuesto en la sección anterior, pero con las ecuaciones en niveles, como en (12). Al no tomar primeras diferencias, no se elimina el problema del efecto individual, pero sí se considera el problema de endogeneidad, al utilizar variables instrumentales. Por lo tanto, es equivalente a estimar por mínimos cuadrados en tres etapas, que es la forma de estimación utilizada por Barro y Lee (1994) y Barro y Sala-i-Martin (1995, capítulo 12). Finalmente se utilizó el mismo estimador de GMM pero con el modelo en primeras diferencias, lo que permite controlar los problemas generados por la existencia de efectos individuales.[34]

Los resultados de las estimaciones econométricas se presentan en los Cuadros 1 y 2. El Cuadro 1 muestra los resultados de estimar el modelo de Solow. Las estimaciones de las columnas 1, 3, 5 y 7 no consideran la variable educativa, y por lo tanto corresponden al modelo de Solow estándar, mientras que las restantes, que sí consideran dicha variable, corresponden al modelo de Solow aumentado.

En términos generales los resultados no parecen avalar la validez de dichos modelos para Argentina. Excepto en la estimación por GMM en diferencias (donde no es significativo), el signo sobre el producto inicial es negativo, lo que avalaría la hipótesis de convergencia. Se reportan los coeficientes de convergencia implícitos por estos coeficientes, los que muestran gran variabilidad. Para facilitar su interpretación se calcularon los años que llevaría a las provincias cubrir la mitad de la brecha que las separa de sus estados estacionarios.[35] Así, se observa que la incorporación del capital humano lleva a disminuir dicha cantidad de años en las estimaciones de corte transversal de 67.9 a 16.7; en las de panel utilizando GLS de 51.9 a 22.9; y en las de panel con GMM en nivel, de más de 1.000 años a 62.2 años. La estimación por GMM en diferencias arroja coeficientes sobre el producto inicial positivos, aunque no significativos, lo que implicaría la no existencia de convergencia.

El signo de los coeficientes sobre las otras variables de la estimación no siempre son los postulados por la teoría. Así, en varias de las estimaciones la inversión como porcentaje del PBI aparece con signo negativo, aunque no significativo, y la variable n+g+δ aparece siempre con signo positivo, el contrario al esperado.

CUADRO 1

RESULTADOS DE LA ESTIMACION DEL MODELO DE SOLOW ESTANDAR Y AUMENTADO

Variable	Corte Transversal		Panel					
			GLS		GMM en nivel		GMM en diferencias	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constante	-0.2819	-8.3088 *	0.0319 **	0.0577 *	0.0581 *	0.0671 *	-	-
	(1.0726)	(2.3157)	(0.0125)	(0.0198)	(0.0224)	(0.0094)	-	-
Log (PBI per cápita Inicial)	-0.2714	-0.7228 *	-0.1251 *	-0.2609 *	-0.0067	-0.1054 *	0.4117	0.1133
	(0.1591)	(0.1927)	(0.0396)	(0.0541)	(0.0309)	(0.0340)	(0.2620)	(0.0759)
Log (Inversión/PBI)	-0.1007	0.3227 ***	-0.0264	0.0103	0.0402 ***	0.0473 ***	-0.1552 ***	-0.2194 *
	(0.1490)	(0.1861)	(0.0302)	(0.0490)	(0.0215)	(0.0273)	(0.0797)	(0.0723)
Log (n+g+δ)	0.3848	0.7991 **	0.1182	0.3954 *	0.0567	0.1177 ***	0.4294	0.6341 **
	(0.5036)	(0.3138)	(0.1087)	(0.1184)	(0.1033)	(0.0625)	(0.4186)	(0.2533)
Log (Educación Total)		3.1473 *		0.8417 *		0.4647 *		0.6207 ***
		(0.8853)		(0.1761)		(0.1126)		(0.3522)
λ implícito	0.0102	0.0414 ***	0.0134 *	0.0302 *	0.0007	0.0111 *	-0.0345 *	-0.0107 *
	(0.0070)	(0.0224)	(0.0015)	(0.0024)	(0.0010)	(0.0012)	(0.0060)	(0.0022)
Años p/cubrir 1/2 de la brecha con el estado estacionario	67.9	16.7	51.9	22.9	1033.4	62.2	-20.1	-64.6
R^2	0.1216	0.4509	0.0529	0.1944	0.0062	0.1215	-0.2598	-0.0759
R^2 Ajustado	-0.0102	0.3353	0.0111	0.1464	-0.0376	0.0691	-0.3158	-0.1493
Test de Wald Modelo Restringido (p-value)	0.5705	0.0014	0.3309	0.0000	0.1808	0.0004	0.2682	0.0008
Test de Sargan	-	-	-	-	12.5960	17.4227	8.0582	10.7866
(p-value)	-	-	-	-	0.3990	0.4260	0.6230	0.7030
Tests de Correlación Serial								
Primer Orden	-	-	-	-	-0.6740	-1.0470	-1.4580	-0.8200
(p-value)	-	-	-	-	0.5000	0.2950	0.1450	0.4120
Segundo Orden	-	-	-	-	0.3270	-0.0470	-	-
(p-value)	-	-	-	-	0.7440	0.9620	-	-

Variable dependiente: tasa de crecimiento del PBI per cápita. Errores estándar entre paréntesis, bajo cada coeficiente.
*, **, *** indican que el coeficiente es significativamente diferente de cero al 1%, 5% y 10% de nivel de significancia, respectivamente.

Lo que resulta destacable es que la educación (medida a través de la variable años promedio de educación total) aparece en todas las estimaciones con un coeficiente positivo, y significativamente distinto de cero. Si se dividen dichos coeficientes por la tasa de crecimiento promedio del producto en el período analizado[36] y por la cantidad de años de cada subperíodo (τ=31 en corte transversal, o τ=10 en panel), pueden ser interpretados como las elasticidades "años de educación-tasa de crecimiento", es decir la variación porcentual de la tasa de crecimiento ante una variación del 1% en los años de educación promedio. Así, en la estimación con datos de corte transversal cada 1% adicional de años de educación implica un aumento de la tasa de crecimiento anual del producto de 10%. Como los años de educación promedio crecieron a una tasa del 1.5% anual en el período, esto implica un aumento de la tasa de crecimiento del PBI en 1.5 veces en 10 años. Dado que en el período analizado el promedio de años de educación total para Argentina pasó de 5.7 años en 1960 a 8.8 años en 1961, es decir, aumentó un año exactamente cada diez años, se puede interpretar como que un aumento en un año de educación promedio total de la población tiene el efecto de aumentar la tasa de crecimiento del producto 1.5 veces.

La elasticidad calculada a partir del coeficiente sobre la estimación de panel con GLS es también muy importante (7.9), lo que implica que cada año adicional de educación aumenta la tasa de crecimiento del producto 1.2 veces. Sin embargo, cuando se consideran las estimaciones por GMM en nivel y en diferencias, dichas elasticidades disminuyen respectivamente a 4.4 y 5.9, lo que implica que la tasa de crecimiento del producto crece un 66% y un 90% ante cada año adicional de educación promedio total.

Entonces, el efecto de la educación es muy importante sobre la tasa de crecimiento del producto, en cualquiera de los casos analizados. Pero debe recordarse que aumentar en un año el promedio de educación de la población es un proceso que ha llevado, en el período analizado, un promedio de 10 años, lo que remarca la característica de inversión de largo plazo de la educación.

Una manera de verificar la validez del modelo de Solow es realizar el test de que la suma de los coeficientes sobre inversión y $n+g+\delta$ es cero, para el modelo estándar, y de que la suma de dichos coeficientes más el de educación es cero, para el modelo aumentado. Por lo tanto, se calculó el test de Wald para verificar la validez del modelo restringido, no rechazándose la hipótesis nula para el modelo estándar, pero sí para el modelo aumentado. Sin embargo, el hecho de que no se rechace la hipótesis nula de que la suma de los coeficientes es cero, es resultado más bien de que los coeficientes en sí no son significativamente distintos de cero, y no de que el modelo restringido pueda ser considerado válido.[37]

Por último, para evaluar la consistencia de las estimaciones con GMM se calcularon el test de Sargan, que evalúa la validez global del conjunto de instrumentos utilizados, y los tests de la hipótesis nula que no existe correlación serial en el error en niveles. En todos estos tests no se rechazó la hipótesis nula, por lo que se considera que la especificación es la adecuada.

En definitiva, el modelo de Solow estándar no aparece como adecuado para los datos de Argentina, mientras que el modelo aumentado muestra mejores resultados, aunque no cumple las restricciones sobre la suma de los parámetros y muestra algunos signos contrarios a los postulados por la teoría. Por lo tanto, puede considerarse que los datos rechazan la validez de ambos modelos para las provincias de Argentina.[38]

Es necesario, entonces, utilizar algún otro modelo para determinar el efecto de la educación en el crecimiento económico de Argentina, por lo que se realizaron estimaciones utilizando la metodología de Barro (o à la Barro). Dentro de éstas, se realizaron estimaciones considerando como capital humano educación al inicio de cada período, tanto a la variable educación agregada como las variables de educación desagregadas (educación tipo 1, tipo 2 y tipo 3). Adicionalmente se utilizaron como variables explicativas el PBI al inicio de cada período; la inversión como porcentaje del PBI, como una *proxy* del cambio en el stock de capital; el gasto público como porcentaje del PBI, para ver el efecto del peso del sector gobierno sobre el desenvolvimiento de la economía; y finalmente como una *proxy* del capital humano salud, se utilizó la esperanza de vida al inicio de cada período.

Al igual que con el modelo de Solow, se realizaron estimaciones de corte transversal y de panel para comparar el efecto de la inclusión de la dimensión temporal en el análisis. Dentro de estas últimas se realizaron estimaciones por GLS y por GMM en nivel y en diferencias. Los resultados se presentan en el Cuadro 2.

El signo sobre el PBI inicial es negativo y significativamente diferente de cero para todas las estimaciones, excepto para las de GMM en diferencias. Los coeficientes de convergencia implícitos fluctúan entre 4.2% y 5% para las estimaciones en que el coeficiente sobre el producto es negativo. Estos son valores altos para lo que es considerado el consenso en la literatura, 2%-3%, y respecto al 2% encontrado en estudios de convergencia regional para Estados Unidos y Japón por Barro y Sala-i-Martin (1995). La cantidad de tiempo en que la mitad de la brecha de cada provincia con su estado estacionario se cerraría, según estos resultados, fluctúa entre los 14 y 16.5 años. Sin embargo, la estimación con GMM en diferencias muestra resultados completamente opuestos, rechazando la hipótesis de convergencia. Esto es similar a lo que sucedía en el modelo de Solow y será analizado en detalle más adelante en esta sección.

El coeficiente sobre la inversión como porcentaje del PBI es siempre positivo, lo cual es lo esperado según la teoría y lo que aparece en otros trabajos que utilizan esta metodología. El signo que es contrario al esperado es el asociado a la esperanza de vida inicial, en general negativo. La teoría postula que a mayor capital humano salud inicial (del cual la esperanza de vida al nacer es la *proxy* seleccionada) mayor debería ser la tasa de crecimiento de cada provincia. Sin embargo, los resultados no parecen avalar la misma.

El coeficiente asociado al gasto público como porcentaje del PBI es muy interesante porque es negativo y significativo para todas las especificaciones probadas (excepto utilizando datos de corte transversal donde aparece como no significativo). Esto no es sorprendente para Argentina, ya que las provincias más pobres se han caracterizado siempre por tener los sectores públicos relativamente

CUADRO 2

RESULTADOS DE LA ESTIMACION A LA BARRO

Variable	Corte Transversal		Panel					
			GLS		GMM en nivel		GMM en diferencias	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constante	5.9820	0.6144	0.0843 *	0.0818 *	0.0566 *	0.1029 *	-	-
	(3.8928)	(4.9974)	(0.0167)	(0.0190)	(0.0145)	(0.0267)	-	-
Log (PBI per cápita Inicial)	-0.7253 *	-0.7878 **	-0.3896 *	-0.3849 *	-0.3426 *	-0.3908 *	0.2702 *	0.2525 *
	(0.2852)	(0.2995)	(0.0567)	(0.0480)	(0.0332)	(0.0407)	(0.0819)	(0.0901)
Log (Inversión/PBI)	0.3933	0.3674	0.2135 *	0.1721 *	0.2000 *	0.1752 *	0.0867 *	0.0925 *
	(0.3163)	(0.3267)	(0.0469)	(0.0420)	(0.0180)	(0.0352)	(0.0288)	(0.0350)
Log (Educación Total Inicial)	2.1157 *		0.8007 *		1.0717 *		1.7109 *	
	(0.7131)		(0.2045)		(0.0343)		(0.3711)	
Log (Educación Tipo 1 Inicial)		0.4500		0.2247		0.3901 **		0.0148
		(0.9043)		(0.1405)		(0.1889)		(0.3187)
Log (Educación Tipo 2 Inicial)		1.7141 ***		0.5429 *		0.5076 *		-0.2557
		(0.8348)		(0.1258)		(0.0901)		(0.1864)
Log (Educación Tipo 3 Inicial)		-0.1892		-0.1251 ***		-0.0758		0.4092 *
		(0.5684)		(0.0690)		(0.0648)		(0.1285)
Log (Esperanza de Vida Inicial)	-2.2408 **	-0.4571	-1.1478 *	-0.7910 *	-1.0538 *	-0.7085 **	-0.7267 **	-0.1119
	(0.8416)	(1.1879)	(0.1841)	(0.1775)	(0.1028)	(0.3401)	(0.3454)	(0.4731)
Log (Gasto Público/PBI)	-0.2344	-0.3736	-0.2880 *	-0.3662 *	-0.1105 *	-0.2992 *	-0.5700 *	-0.6164 *
	(0.2380)	(0.3014)	(0.0422)	(0.0407)	(0.0406)	(0.0594)	(0.0507)	(0.0676)
λ implícito	0.0417	0.0500	0.0494 *	0.0486 *	0.0419 *	0.0496 *	-0.0239 *	-0.0225 *
	(0.0335)	(0.0455)	(0.0030)	(0.0025)	(0.0016)	(0.0022)	(0.0021)	(0.0023)
Años p/cubrir 1/2 de la brecha con el estado estacionario	16.6	13.9	14.0	14.3	16.5	14.0	-29.0	-30.8
R^2	0.3872	0.4358	0.3308	0.3219	0.2939	0.3349	0.2395	0.2682
R^2 Ajustado	0.2169	0.2149	0.2801	0.2477	0.2404	0.2622	0.1687	0.1611
Test de Sargan	-	-	-	-	19.0190	19.1316	14.8311	15.1530
(p-value)	-	-	-	-	0.4560	0.9180	0.4640	0.8890
Tests de Correlación Serial								
Primer Orden	-	-	-	-	0.5130	1.5880	0.2550	-0.3700
(p-value)	-	-	-	-	0.6080	0.1120	0.7980	0.7120
Segundo Orden	-	-	-	-	-0.4160	0.1920	-	-
(p-value)	-	-	-	-	0.6780	0.8480	-	-

Variable dependiente: tasa de crecimiento del PBI per cápita. Errores estándar entre paréntesis, bajo cada coeficiente.
*, **, *** indican que el coeficiente es significativamente diferente de cero al 1%, 5% y 10% de nivel de significancia, respectivamente.

más grandes, e históricamente su gasto público ha sido dedicado al pago de salarios y jubilaciones. La enorme proporción de la fuerza de trabajo de cada provincia que en general ha representado el empleo público, ha sido asociado habitualmente a un subsidio encubierto de desempleo, comprobando este resultado la baja productividad de dicho gasto.

Respecto a las variables educativas, los resultados son distintos según el caso. En las estimaciones en las que se considera la educación promedio total, su coeficiente es siempre significativo y positivo. Así, en la estimación de corte transversal, la elasticidad "años de educación-tasa de crecimiento" es de 6.4, lo que implica que un año adicional de educación aumenta la tasa de crecimiento del producto en un 96%. Las elasticidades calculadas de las estimaciones de panel son aún mayores. En la estimación por GLS es igual a 7.5, mientras que en las estimaciones por GMM en nivel y diferencias, son iguales a 10.1 y 16.1 respectivamente. Esto implica que un año adicional de educación aumentaría la tasa de crecimiento del producto en 1.1, 1.5 y 2.4 veces respectivamente, los que realmente son efectos de gran magnitud.

La incorporación de la variable educativa desagregada por tipos muestra resultados en algunos casos contradictorios. Así, la educación tipo 1 presenta un signo positivo en todas las estimaciones, pero es significativa sólo en las estimación de GMM en nivel. La elasticidad "años de educación-crecimiento" no es alta en la mayoría de los casos, excepto en dicha estimación donde alcanza el valor de 3.7.

La educación tipo 2 muestra un signo positivo y significativo en todas las estimaciones, excepto en la de GMM en diferencias. En las que su coeficiente es positivo, la elasticidad "años de educación-crecimiento" es estable alrededor de 5. Esto implica que un año adicional promedio de educación tipo 2 (que llevó en el período considerado unos 14 años lograr), implica un aumento de la tasa crecimiento del producto del 72%. En la estimación de GMM en diferencias el coeficiente es negativo, pero pequeño y no significativo, lo que estaría mostrando un efecto nulo de este tipo de educación sobre el crecimiento.

Respecto a la educación tipo 3, los resultados son bastante contradictorios. En la estimación por corte transversal el coeficiente es negativo y no significativo, al igual que en la estimación de GMM en niveles. En la estimación de GLS, el coeficiente también es negativo, aunque significativo sólo al 10% de nivel de significancia. Es decir, si se considera el nivel de exigencia habitual de 95% de confianza, este coeficiente es siempre no significativo. Sin embargo, en la estimación de GMM en diferencias el signo se revierte, siendo positivo y altamente significativo. Así, la elasticidad "años de educación-crecimiento" alcanza un valor de 3.9, por lo que un año adicional de educación tipo 3 (que se obtuvo cada 16 años en el período analizado) implicaría un incremento de la tasa de crecimiento del producto del 65%.

Ante la disparidad de resultados que aparecen respecto a las distintas variables, en cada una de las estimaciones, es necesario determinar cuál de las formas de estimación es la adecuada. Se analizarán solamente las estimaciones por GMM, porque son las que eliminan el problema de endogeneidad de los regresores (a

través de variables instrumentales), siendo la diferencia entre la estimación en nivel y en diferencias, el tratamiento de los efectos individuales. Los estadísticos que testean la consistencia de las estimaciones en GMM (test de Sargan y tests de correlación serial) presentan los resultados correctos en las cuatro estimaciones realizadas por dicho método. Por lo tanto, la elección de cuál de los dos tipos de estimaciones por GMM es la adecuada, depende de si realmente los efectos individuales están correlacionados o no con el PBI.

CUADRO 3

EFECTOS INDIVIDUALES CALCULADOS DE LAS ESTIMACIONES À LA BARRO*

Provincia	Abreviatura	Efecto Individual Calculado		Efecto Individual con Capital Federal=0	
		(7)	(8)	(7)	(8)
Buenos Aires	BAS	-0.1506	-0.3423	0.6908	0.8102
Capital Federal	CAP	-0.8415	-1.1525	0.0000	0.0000
Catamarca	CAT	1.0137	0.8422	1.8551	1.9947
Chaco	CHA	1.1167	0.4579	1.9582	1.6105
Chubut	CHU	-0.2067	-0.5387	0.6348	0.6138
Corrientes	COI	0.7292	0.2247	1.5707	1.3772
Córdoba	COR	0.2411	-0.1236	1.0826	1.0289
Entre Ríos	ERI	0.7435	0.3899	1.5850	1.5424
Formosa	FOR	1.1973	0.5888	2.0387	1.7414
Jujuy	JUJ	0.9665	0.5763	1.8079	1.7288
La Pampa	LPA	0.2964	-0.0360	1.1379	1.1166
La Rioja	LRI	1.0355	0.8776	1.8769	2.0301
Mendoza	MEN	0.1378	-0.1736	0.9793	0.9789
Misiones	MIS	0.9373	0.4167	1.7788	1.5693
Neuquén	NEU	0.5675	0.1139	1.4089	1.2664
Río Negro	RNE	0.4209	0.0202	1.2624	1.1727
Salta	SAL	0.7174	0.3972	1.5589	1.5497
San Juan	SJU	0.6741	0.5037	1.5156	1.6563
San Luis	SLU	0.9207	0.7009	1.7621	1.8535
Santa Cruz	STC	0.0125	-0.1337	0.8540	1.0189
Santa Fe	STF	0.0673	-0.1832	0.9087	0.9694
Santiago del Estero	STG	1.0417	0.5278	1.8831	1.6803
Tierra del Fuego	TIF	-0.3459	-0.2923	0.4956	0.8603
Tucumán	TUC	0.5829	0.2157	1.4243	1.3683
Correlación con Log(PBI per cápita 1960)		-0.8512	-0.7995		
Correlación con Log(PBI per cápita 1970)		-0.8894	-0.8311		
Correlación con Log(PBI per cápita 1980)		-0.8422	-0.7750		
Correlación con Log(PBI per cápita 1991)		-0.6319	-0.4984		

(*) Los números de columna se refieren a la correspondiente estimación à la Barro del Cuadro 2.

Para comprobar esto, se realizó una estimación de los efectos individuales que es sólo una aproximación muy gruesa, pero que permite determinar su relación con el producto.[39]

En el Cuadro 3 se presentan los efectos individuales estimados a partir de las estimaciones por GMM en diferencias, columnas 7 y 8 del Cuadro 2. Adicionalmente, se presentan los efectos individuales considerando al efecto de Capital Federal igual a cero, como una manera de expresarlos como desvíos respecto a dicha jurisdicción.

Así, se puede observar en el Cuadro 3 que existe una fuerte correlación entre los PBI per cápita en cada año y los efectos individuales calculados de cualquiera de las dos regresiones. Adicionalmente, en el Gráfico 7 se realiza una representación gráfica de las correlaciones encontradas, para ambas regresiones, entre efectos individuales y producto, junto con el ajuste que surgiría de realizar una regresión lineal entre dichas variables.

Por lo tanto, según lo analizado en las secciones anteriores, las regresiones utilizando GMM en diferencias son las únicas que evitan los problemas empíricos antes mencionados, de endogeneidad de los regresores y de correlación producto-efectos individuales, y son las que deben ser consideradas como correctas.

Sin embargo, los resultados de las regresiones en primeras diferencias son extraños tanto para las estimaciones del modelo de Solow como para las estimaciones à la Barro. En primer lugar, el signo sobre el producto inicial, que da negativo en las otras estimaciones, apoyando la hipótesis de convergencia, pasa a ser positivo en las estimaciones con GMM en diferencias. Se probó estimar en diferencias por GLS, y los resultados fueron similares a la estimación por GMM. Por lo tanto, el cambio en el signo no se debe a problemas con el método de estimación.

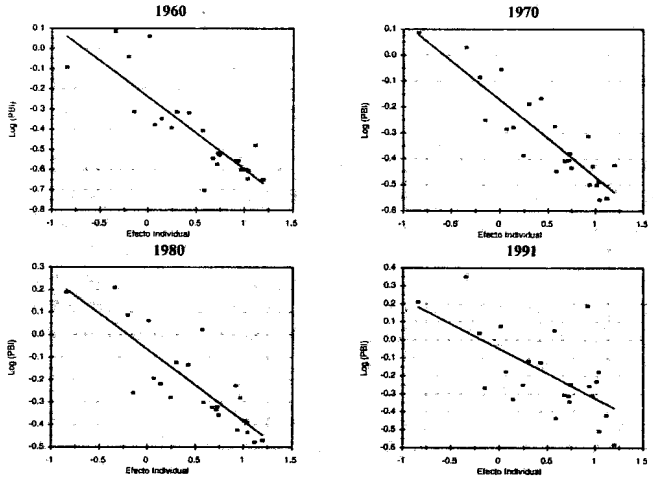
Una manera de explicar este cambio, y el cambio de signos en algunas de las variables educativas, es la pérdida de tamaño muestral que implica estimar en primeras diferencias. Al estimar en niveles, se pierde un dato temporal para cada unidad de corte transversal, para poder utilizar el producto y la educación iniciales. Sin embargo, al estimar en primeras diferencias se pierden dos datos temporales por cada unidad de corte transversal. Dado que se cuenta con sólo cuatro datos temporales, estimar en diferencias implica perder un 50% del tamaño muestral. Esto podría estar generando una pérdida de confiabilidad de las estimaciones.[40] Adicionalmente, los años que quedan utilizándose en las regresiones, después de considerar los dos rezagos, son los correspondientes a 1980 y 1991. Si se analiza el Gráfico 2, puede observarse que en ese período la tasa de crecimiento del producto per cápita de las provincias siguió un patrón errático, a causa de la profunda crisis económica que atravesó Argentina en dicha década. Entonces, es posible que se esté intentando explicar crecimiento y el efecto de la educación sobre el mismo, con datos afectados por shocks muy grandes que no permiten determinar adecuadamente el efecto de las variables de interés.[41]

Si se realiza un análisis simplificador del problema de convergencia, se podría intentar observar de manera gráfica si existe una relación negativa entre PBI inicial y su tasa de crecimiento. En el Gráfico 8 se grafican estas variables, para cada uno de los subperíodos analizados y para el período completo. Esto equivale a observar convergencia absoluta, lo cual es difícil que sea el caso de las provin-

GRAFICO 7

CORRELACION EFECTOS INDIVIDUALES PROVINCIALES CON PBI PER CAPITA

a. Calculados con base en regresión 7 del Cuadro 2



b. Calculados con base en regresion 8 del Cuadro 2

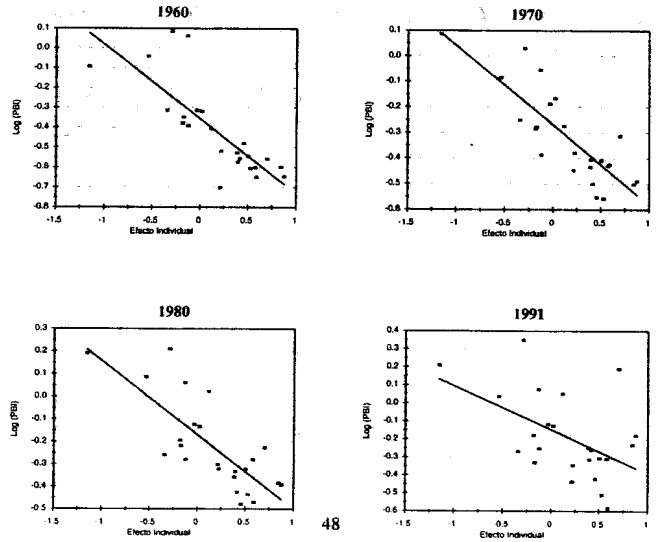
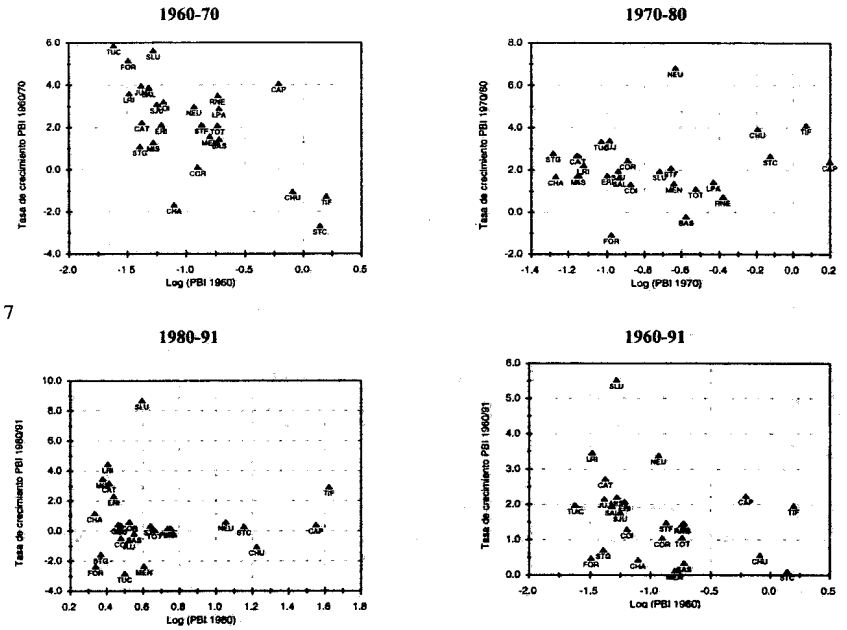


GRAFICO 8

TASA PORCENTUAL ANUAL DE CRECIMIENTO PBI SEGUN PBI INICIAL



7

cias de Argentina, pero permite observar el patrón errático de crecimiento del producto en algunos subperíodos, como se deriva del Gráfico 2.

Así, en el período 1960-70 se observa una clara relación negativa entre producto inicial y tasa de crecimiento de las provincias, lo mismo que para el período completo 1960-91. Sin embargo, para los períodos 1970-80 y 1980-91 no se observa ningún patrón claro de comportamiento. Esto es lo que podría estar determinando que no se encuentre convergencia en las estimaciones por GMM en diferencias, donde estos dos últimos períodos son los considerados.[42]

Respecto a los resultados sobre las variables educativas, llama la atención el signo negativo, no significativo, sobre la educación tipo 2. Allí también se podría estar dando algún tipo de efecto por la pérdida de tamaño muestral al estimar en diferencias. Además, nuevamente aparece un llamado de atención sobre la naturaleza de los datos, ya que entre 1980 y 1991 existió una fuerte caída en el stock de educación tipo 1 y aumentos del stock de educación tipo 2 y tipo 3. Estos no están siendo captados por las regresiones que utilizan la educación hasta el año 1980 solamente como valor inicial, y podrían ser considerados si se contase con datos confiables de PBI provinciales posteriores a 1991.