

# **CRECIMIENTO POTENCIAL Y PRODUCTIVIDAD EN LA ARGENTINA: 1980-1997**

**Oswaldo Meloni**

Universidad Nacional de Tucumán y Ministerio de Economía (MEyOSP)

Casilla de Correo 209

4000 Tucumán

Argentina

☎ (54-381) 436-4093 int. 453

E-mail: [omeloni@herrera.unt.edu.ar](mailto:omeloni@herrera.unt.edu.ar)

# CRECIMIENTO POTENCIAL Y PRODUCTIVIDAD EN LA ARGENTINA: 1980-1997

**Oswaldo Meloni\***

Universidad Nacional de Tucumán y MEyOSP  
Casilla de Correo 209  
4000 Tucumán  
Argentina  
☎ (54-381) 436-4093 int. 453  
E-mail: omeloni@herrera.unt.edu.ar

## I. Introducción

Las profundas reformas estructurales llevadas a cabo en varios países latinoamericanos durante los años noventa han despertado el interés de los economistas por estudiar cómo han afectado éstas la capacidad de crecimiento de esas economías en el largo plazo y en qué etapa del ciclo económico se encuentran en el corto plazo. Conocer cuál es la tasa a la que puede crecer una economía si utiliza todos sus recursos plenamente - y si no hay perturbaciones transitorias en la transformación de dichos insumos en producto final- es un instrumento de análisis clave para una política que persiga la estabilidad macroeconómica.

Las estimaciones del producto potencial realizadas por Roldós (1997), Chumacero y Quirós (1995) y Jadresic y Sanhueza (1992) han hecho del caso chileno el más estudiado entre los países latinoamericanos. Hasta donde conocemos, los antecedentes más inmediatos para el caso argentino son Baquero y Carrizo Konstantinoff (1994) y Traa (1996). En el primer estudio, que abarca el período 1966-90, se utiliza la metodología de Okun para obtener una serie del producto potencial. En el segundo trabajo, se arriba a un producto potencial que crece al 3,5% mediante un filtrado de la serie por el método de Hodrick y Prescott.

Sin embargo, estos métodos presentan algunos problemas metodológicos que merecen destacarse. En el caso del método de Okun aplicado por Baquero y Carrizo Konstantinoff, las estimaciones dependen crucialmente del supuesto de tasa de desempleo constante e igual a 4% fijada para todo el período.

Por otra parte, el filtrado de la serie por Hodrick y Prescott que realiza Traa tiene el inconveniente de que no hay variables que expliquen los comportamientos observados, sino que las inferencias se hacen a partir de regularidades que se encuentran en los datos.

---

\* Las discusiones y sugerencias de José Luis Maia y Pablo Nicholson fueron de gran beneficio para el elaboración de este trabajo. Agradezco asimismo los comentarios de Julio Nogués, Javier Ortiz y Juan Carlos Barboza, y de los participantes de las Reuniones de Discusión de la UNT y del Seminario del ISEG. El cálculo del Índice de Calidad del Insumo Trabajo no hubiese sido posible sin la colaboración de Andrea Cardinali. Naturalmente, cualquier error u omisión es de mi exclusiva responsabilidad.

El objetivo del presente trabajo es estimar el producto potencial de Argentina utilizando un enfoque alternativo: el de estimar econométricamente una función de producción agregada a partir de insumos ajustados por calidad. Haciendo uso de los coeficientes estimados y suponiendo pleno uso de los factores productivos, se obtiene una serie de producto potencial para el período 1980-1997. Si bien esta metodología no está exenta de críticas, es utilizada en la mayoría de los estudios recientes sobre producto potencial. Una variante de este procedimiento, aplicada por Roldós (1997) para el caso de Chile, consiste en filtrar las series de Productividad Total de Factores y de los insumos por el método de Hodrick y Prescott para quitar el componente cíclico de esas series y para capturar –en el caso del insumo trabajo- cambios a través del tiempo en la tasa natural de desempleo.

El trabajo pretende contribuir además, a través de estimaciones de la productividad total de factores (PTF), a la discusión sobre crecimiento intensivo (a través del aumento en la productividad) versus extensivo (mediante aumento en el uso de los factores) que tomara notoriedad en la profesión a partir de los trabajos de Easterly y Fischer (1995) y Young (1995), con el estudio de los casos de la ex -Unión Soviética y los países del sudeste asiático respectivamente.

Este trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección siguiente se discuten algunos aspectos metodológicos y se presenta el modelo a estimar. La sección III se ocupa de las metodologías seguidas para la construcción de las series estadísticas utilizadas en la estimación econométrica de la función de producción agregada. En la sección IV se presentan los resultados de las regresiones y en la sección V se hacen algunas estimaciones del producto potencial basadas en los coeficientes obtenidos en la estimación de la función de producción agregada. En la sección VI se discute la naturaleza intensiva del crecimiento argentino en los últimos años y se presenta dos cálculos alternativos de la productividad total de factores para distintos subperíodos. Finalmente, la sección VII presenta las conclusiones. En el Anexo se incorporan los datos y series utilizados en las regresiones.

## **II. Estimación del Producto Potencial mediante el Método de la Función de Producción**

Partimos de una función de producción:

$$Y = f(L, K)$$

donde la variable Y se mide como el producto bruto real anual, L es el empleo y K el stock de capital reproductivo.

Se supone que la función de producción satisface las siguientes propiedades:

$$f(0, K) = f(L, 0) = 0$$

$$(f/f/L) \geq 0; \quad (f/f/K) \geq 0$$

$$(f^2/f/L^2) \leq 0; \quad (f^2/f/K^2) \leq 0; \quad [(f^2/f/L^2)(f^2/f/K^2) - (f^2/f/LK)^2] \geq 0$$

A los fines prácticos conviene estimar una función de producción del tipo Cobb-Douglas ya que es lineal en los logaritmos de las variables.

$$(1) \quad Y = A L^a K^b$$

$$(2) \quad \ln Y_i = a + a \ln L_i + b \ln K_i + u_i \quad \text{Siendo } a = \ln A$$

Existen al menos cuatro métodos para estimar los parámetros de una función de producción. El primero, denominado **método directo**, consiste en estimar los parámetros de la ecuación (2). Este método tiene la ventaja de que no requiere imponer restricciones tales como retornos constantes de escala. Sin embargo, L y K suelen no ser independientes entre sí lo que deriva en un problema de multicolinealidad. Más aún, la varianza del término aleatorio puede no ser constante lo que implica heterocedasticidad<sup>1</sup>.

El segundo método es conocido como estimación de la **forma intensiva de la función de producción**, y está recomendado para evitar los problemas de heterocedasticidad y multicolinealidad que suelen surgir cuando se estima la función de producción mediante el método directo. La desventaja de este método es que toma como un supuesto la existencia de retornos constantes de escala.

La ecuación a estimarse es la siguiente:

$$(3) \quad \ln (Y/L_i) = a + (1 - a) \ln (K_i/L_i) + u_i$$

Un tercer método para estimar la función de producción es el **indirecto** consistente en utilizar la participación del trabajo en el ingreso nacional. Si suponemos retornos constantes de escala y competencia perfecta, se puede demostrar que la participación del trabajo en el PBI es igual a:

$$(4) \quad a = wL/pY_i$$

donde **p** es el deflactor del PBI

La ventaja de este método es que no es necesario estimar el stock de capital. Sin embargo, también tiene notorias desventajas, todas ellas asociadas a problemas de medición. En particular, se carece de información para imputar correctamente los ingresos entre aquellos del capital y los correspondiente al factor trabajo. Asimismo, tampoco suele tenerse en cuenta la existencia de trabajo informal.

Por último, se puede estimar un **sistema de ecuaciones simultáneas**, lo que requiere disponer de series largas, en particular de precios de los servicios del insumo capital, de las que carecemos<sup>2</sup>.

En general, la crítica más severa que se le hace el enfoque de la función de producción es que se basa en el supuesto de que los agregados actúan como si fueran los representantes de las entidades microeconómicas subyacentes. Por otra parte, una función de producción tipo Cobb-Douglas (u otra con parámetros constantes) tiene el inconveniente de que no permite que las participaciones de los insumos cambien en el tiempo, lo cual contradice alguna evidencia empírica<sup>3</sup>. De hecho, se conoce que la tecnología agregada cambia y que la participación del capital se reduce a medida que los países se desarrollan. Sin embargo, la alternativa propuesta en su reemplazo: usar coeficientes estimados para distintas industrias obtenidos mediante un corte transversal de países (ver Sarel, 1997) también merece críticas.

### **III. Datos Utilizados en las Estimación de una Función de Producción Agregada para Argentina**

La serie de PBI a precios constantes de 1986 expresada en miles de pesos y la serie de Empleo en miles de trabajadores se obtuvieron del Ministerio de Economía y Obras y Servicios Públicos de la Nación. La serie de empleo fue ajustada por un índice de calidad del insumo trabajo calculado a partir de la metodología de fuentes del crecimiento económico. Esta metodología parte de una identidad contable: lo que se produce es igual a lo que se paga por los factores empleados. Para el caso de una economía que produce

---

<sup>1</sup> Otro problema con este procedimiento es que las variables explicativas endógenas se determinan conjuntamente con el PBI y además no son independientes del término aleatorio, lo que conlleva problemas econométricos de simultaneidad.

<sup>2</sup> Como lo señala Intriligator (1978), tanto desde el punto de vista económico como econométrico, estimar un sistema completo es superior a estimar sólo la función de producción. Desde la óptica económica, estimar el sistema completo expresa el supuesto de que los datos reflejan tanto el comportamiento de los agentes tomadores de decisiones (las firmas) como de la tecnología. En cambio, estimar la primera ecuación refleja sólo la tecnología. Por otra parte, desde el punto de vista econométrico, la estimación de la ecuación (1) involucra un sesgo de ecuaciones simultáneas por lo tanto los estimadores serán sesgados e inconsistentes.

<sup>3</sup> Una alternativa es una función de producción translog que permite elasticidades producto –insumos variables y no homoteticidad.

bienes de consumo (C) y de inversión (I), mediante el concurso de  $n$  insumos de trabajo (L) y  $m$  insumos de capital (K), tendremos que:

$$(5) \quad C p_C + I p_I = \sum_{i=1}^n w_i L_i + \sum_{j=1}^m r_j K_j$$

Siendo  $P_C$ ,  $P_I$ ,  $w_i$ ,  $r_j$  los precios de los productos e insumos.

En tasas de cambios,

$$(6) \quad \alpha_C \left( \frac{\dot{C}}{C} \right) + \alpha_I \left( \frac{\dot{I}}{I} \right) = \beta_K \left( \frac{\dot{K}}{K} \right) + \beta_L \left( \frac{\dot{L}}{L} \right) + \mathbf{b}_L \sum_{i=1}^n \frac{\dot{L}_i}{L} \frac{w_i}{\bar{w}} + \mathbf{b}_K \sum_{j=1}^m \frac{\dot{K}_j}{K} \frac{r_j}{\bar{r}}$$

donde:  $\alpha_C$  y  $\alpha_I$  son las participaciones de los bienes de consumo e inversión en el total del producto;  $\beta_K$  y  $\beta_L$  son las participaciones de los insumos trabajo y capital en el total del producto; y  $\bar{r}$  y  $\bar{w}$  son los promedios de los precios de los servicios productivos de la economía. Esto es,  $\bar{r} = \sum_{j=1}^m r_j \left( \frac{K_j}{K} \right)$  y  $\bar{w} = \sum_{i=1}^n w_i \left( \frac{L_i}{L} \right)$ .

En el lado derecho de (6) distinguimos los dos componentes del insumo trabajo: la tasa de cambio del insumo multiplicado por la participación del insumo en el producto bruto  $\left( \mathbf{b}_L \frac{\dot{L}}{L} \right)$

y el componente de calidad. O sea,

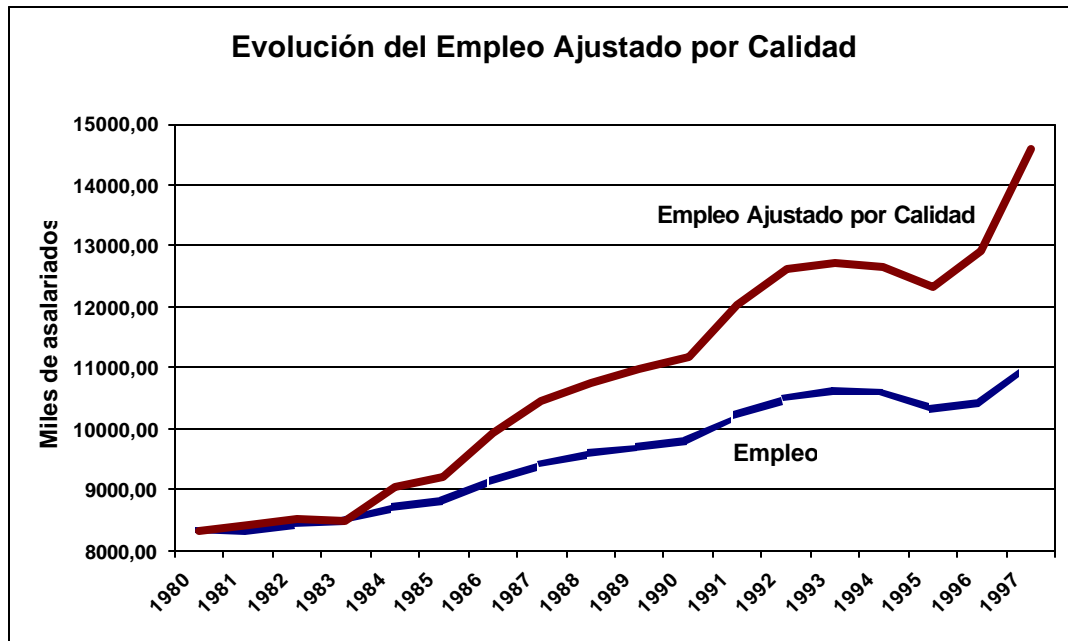
$$(7) \quad \hat{Q}(L) = \sum_{i=1}^N \frac{w_i \dot{L}_i}{\bar{w} L}$$

Esta expresión que debe capturar los efectos de los cambios en la composición del trabajo basados en las diferencias en productividad, es una medida ponderada de los cambios en las participaciones de cada tipo de trabajo en el total de la fuerza laboral. Las ponderaciones vienen dadas por los salarios relativos de cada categoría de salario respecto al salario medio de toda la fuerza laboral.

Para poder medir este componente contamos con series de cantidad de asalariados e ingresos percibidos o a percibir en retribución al trabajo declarado como ocupación principal para el Gran Buenos Aires (incluye Capital Federal y 19 partidos del denominado conurbano bonaerense). Las series fueron obtenidas de la Encuesta Permanente de Hogares que realiza el INDEC. Clasificamos la fuerza laboral en cuatro categorías bien definidas, a saber: (i) hasta primario incompleto; (ii) primario completo y secundario

incompleto; (iii) secundario completo y superior o universitario incompleto; y (iv) superior o universitario completo. Usando la ecuación (7) generamos un índice de calidad del insumo trabajo. En el gráfico que sigue se observa el comportamiento del empleo y del empleo ajustado por el índice de calidad para el período bajo análisis.

Gráfico Nro. 1



La tendencia positiva del insumo trabajo ajustado por calidad está reflejando fundamentalmente los fuertes cambios en la composición de la fuerza laboral. En 1980 el 6,5% de los asalariados del Gran Buenos Aires tenía educación universitaria, mientras que en 1997 ese porcentaje se elevaba a 14,6%. Por el contrario, los trabajadores que poseían hasta primario incompleto constituían el 16,7% de los asalariados empleados en 1980 y sólo el 6,1% en 1997. Menos espectacular, aunque también significativo fue el cambio de los trabajadores asalariados con secundario completo y universitario incompleto que pasaron de representar el 23,3% en 1980 al 34,1% en 1997.

## Estimación del stock de capital

Para la construcción de la serie de stock de capital neto reproductivo, es decir aquél que incluye el stock de capital no residencial y el equipo durable de producción, se utilizó el Método de Inventarios Permanentes. Partimos de series de Inversión Bruta Interna Fija a precios de 1986, y utilizamos un esquema de amortización rectangular (esto es, los activos son completamente inservibles una vez que han cumplido su vida útil). Supusimos una vida útil de 40 años para las estructuras no residenciales (o sea, una amortización del 2,5% anual), y de 16 años para el Equipo Durable de Producción en el período 1982-1990, en que la economía permaneció cerrada; de 13 años para 1980-81 cuando hubo una apertura temporal y de 10 años para 1991-97 con mayor apertura y fuerte importación de bienes de capital<sup>4</sup>.

Dado que la serie de Inversión en Estructuras no discrimina aquellas residenciales de las no residenciales, se aproximó esta última mediante distintos métodos según el período y la disponibilidad de datos. Así, para el período 1991-1996, se corrigió la serie de formación de capital fijo por la razón entre los permisos de construcción para viviendas (nuevas y ampliaciones) y las construcciones no residenciales. Para el período 1980-1989 se utilizó una estimación del cociente de estructura residencial a no residencial realizada por la CEPAL<sup>5</sup>.

Numerosos autores han utilizado el Método de Inventarios Permanentes para generar series de stock de capital de Argentina. Entre ellos se destacan los trabajos de Goldberg y Ianchilovici (1991) y de Hofman (1991). Nuestras estimaciones están basadas en las series de inversión empalmadas por este último.

Una característica del método de inventarios permanentes es que los errores en la estimación de la formación de capital inicial se tornan progresivamente menos importantes en la medida que tales inversiones representan una proporción decreciente del stock de capital en existencia. El método de inventarios permanentes produce una medida de stock de capital total o de capacidad instalada y **no** una medida de lo que se conoce como capacidad utilizada. Por lo tanto, incluye capital que puede estar temporariamente ocioso o retirado de producción y reservado para el caso de un inesperado aumento en la demanda. Las dos alternativas disponibles para ajustar el insumo capital por capacidad utilizada presentan problemas. El índice calculado por FIEL sólo mide la capacidad ociosa en el

---

<sup>4</sup> Jadresic y Sanhueza (1992) utilizan, para el caso chileno, una tasa de depreciación del 10% anual para la inversión en maquinarias y equipos.

<sup>5</sup> Véase Hofman (1991)

sector industrial, mientras que el uso de la tasa de desempleo laboral no tiene en cuenta la sustitución entre factores.

Al igual que la serie correspondiente al insumo trabajo, la serie de stock de capital generada por el método de inventarios permanentes fue ajustada por un índice de calidad calculado a partir de la siguiente expresión surgida de la ecuación (6):

$$(8) \quad \hat{Q}(K) = \sum_{j=1}^m \frac{r_j \dot{K}_j}{\bar{r} K}$$

Los precios de los servicios productivos de las dos categorías de capital disponibles (estructuras y equipo durable de producción) fueron estimados mediante la metodología utilizada por Young (1995) para las economías del sudeste asiático y también por Roldós (1997) para el caso de Chile. Según éstos, el precio del servicio productivo del tipo de capital  $j$  en el momento  $t$ ,  $r_{j,t}$ , es igual a<sup>6</sup>:

$$(9) \quad r_{j,t} = (1 + R_{j,t}) p_{j,t} - (1 - d_j) p_{j,t-1},$$

siendo  $p_{j,t}$  el precio del stock de capital del tipo  $j$  en el momento  $t$  y  $d_j$  la tasa de depreciación; mientras que  $R$  es "la" tasa de interés de la economía. A los fines operativos, esta última se computó como un promedio de tasas activas mensuales cuya definición varía según el período considerado<sup>7</sup>.

El índice de calidad del stock de capital resultante de esta metodología, que se construyó suponiendo que no hay cambios en los precios relativos de las distintas categorías de capital, se puede observar en el gráfico siguiente<sup>8</sup>.

<sup>6</sup> Esta expresión surge de suponer que la tasa de retorno nominal de los bienes de capital bajo competencia perfecta es la misma para todos los tipos de bienes de capital y, que en ausencia de impuestos, la tasa de retorno nominal es igual a un cociente que tiene como numerador la suma de los ingresos generados por el capital, más las ganancias de capital, menos la depreciación del mismo; y como denominador el valor del stock de capital en el período anterior. Esto es:

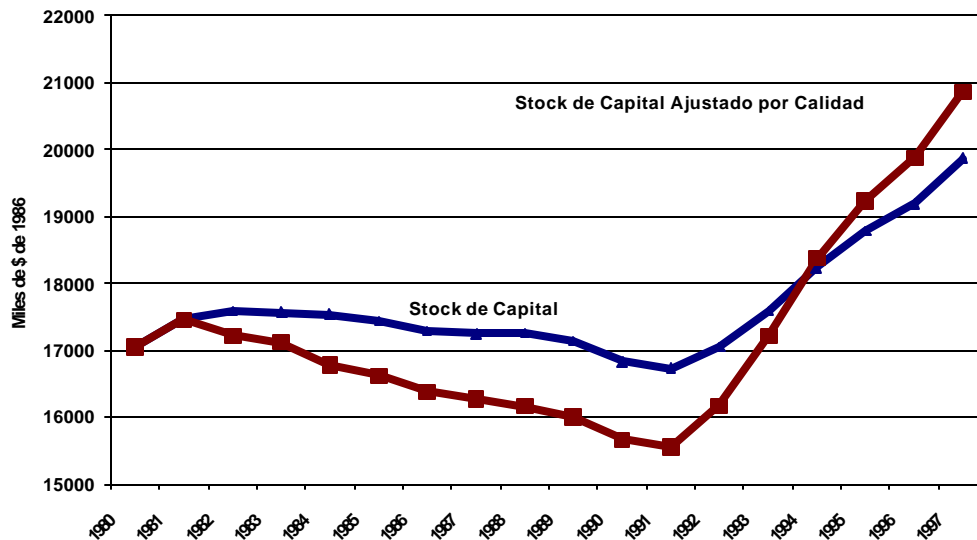
$$R_{j,t} = \frac{\sum_{j=1}^m K_{j,t} (p_{j,t} - p_{j,t-1} - d_j p_{j,t} + r_{j,t})}{\sum_{j=1}^m p_{j,t-1} K_{j,t-1}}$$

<sup>7</sup> Hasta junio de 1982 se consideró un promedio de tasas cobradas por los bancos a clientes de primera línea por préstamos a 30 días; entre julio de 1982 y julio de 1983, se incluyeron las tasas vigentes en el segmento libre del mercado; desde agosto de 1983 las tasas vigente en operaciones interempresarias a 7 días con garantía Bonex; y desde 1990 la tasa aplicada por el Banco de la Nación Argentina por descuento de documentos a 30 días.

<sup>8</sup> El índice tampoco considera los cambios en la composición del capital entre los sectores público y privado ni entre los producidos domésticamente e importados.

Gráfico Nro. 2

Stock de Capital Ajustado por Calidad



Durante los años en que la economía permaneció cerrada, el stock de capital ajustado por calidad decrece a una tasa mayor que el stock de capital sin ajuste. Lo contrario ocurre cuando la economía se abre e incorpora nueva tecnología: el primero crece a una tasa mayor que el segundo. El índice de calidad del capital refleja los cambios en la composición de la inversión. Así, por ejemplo, la inversión en estructuras pasó de tener una participación del 69% sobre el total de la inversión en 1982 a un 48% en 1997.

#### IV. Estimación de una Función de Producción Agregada para Argentina

En la tabla Nro. 1 se presentan las estimaciones de la forma intensiva de la función de producción<sup>9</sup>. La razón capital a trabajo ( $K/L$ ) presenta dos versiones según que el stock de capital se ajuste o no por utilización, denotada esta última con un asterisco ( $K^*/L$ ). En ambos casos, los insumos capital y trabajo están ajustados por calidad. Además de la mencionada, se incluyeron variables dummies para captar los años en que se registraron hiperinflaciones: 1989 y 1990 ( $DUH$ ) y para captar el “efecto tequila” de 1995, aunque esta última no resultó estadísticamente significativa. También se utilizaron como regresores una tendencia ( $T$ ) y una variable de tendencia que presenta un quiebre en el año 1990 ( $TB$ ). En las regresiones II y IV, en las que el estadístico de Durbin-Watson detectó la presencia de

<sup>9</sup> Las estimaciones de la forma directa de la función de producción, que se presentan en el Anexo V, muestran que la suma de las participaciones del capital y del trabajo no difiere significativamente de 1, por lo que no se pudo rechazar la hipótesis de rendimientos constantes de escala.

autocorrelación, se incluyó un término autorregresivo de orden 1, **AR(1)**, para subsanar el problema.

**Tabla Nro. 1**

**Estimaciones de la Forma Intensiva de la Función de Producción**

Variable Dependiente: Ln (Y/L)

Período 1980-1997

Variable	I	II	III	IV	IV	V
C	0,008 (0,54)	-0,07 (-1,96)	-0,06 (-1,73)	-0,08 (-5,80)	-0,28 (-10,08)	-0,30 (-3,68)
Log (K/L)					0,59 (11,13)	0,68 (6,62)
Log (K*/L)	0,53 (17,38)	0,55 (8,45)	0,52 (8,55)	0,52 (9,02)		
T	-0,011 (-5,73)	-0,0006 (-0,21)	-0,001 (-0,38)			-0,008 (-1,58)
TB	0,006 (5,04)					0,009 (3,39)
DUH			-0,02 (-1,75)	-0,02 (-1,80)	-0,11 (-4,24)	
AR(1)		0,62 (2,91)		0,66 (4,83)		
R <sup>2</sup>	98,58	97,85	98,29	98,28	92,27	92,24
R <sup>2</sup> Ajustado	98,28	97,35	97,72	97,88	91,24	90,57
F	324,34	197,68	172,67	246,90	89,54	55,45
D-W	1,80	2,17	2,43	2,50	1,58	1,65
Test de White (sin términos cruzados) Estadístico F	0,69	0,48	1,95	0,71	0,45	0,31

Nota: estadístico t entre paréntesis.

Todas las variables de la Tabla Nro. 1 presentan el signo esperado y la bondad del ajuste es muy buena: los R<sup>2</sup> ajustados son superiores al 97% cuando se utiliza el stock de capital ajustado por capacidad ociosa, y mayores al 90% cuando no se realiza este procedimiento. Se observa además, que en todas las regresiones el coeficiente estimado para la razón de los insumos ajustados por calidad es estadísticamente significativo al 1%. La variable **T** es significativa al 1% cuando se la acompaña con **TB** y con la razón capital a trabajo ajustada por capacidad ociosa (regresión I), y no significativa en los otros casos. Por otra parte, la variable **DUH** resulta estadísticamente significativa sólo cuando se la incluye con la razón capital a trabajo que se no ajusta por utilización del insumo capital.

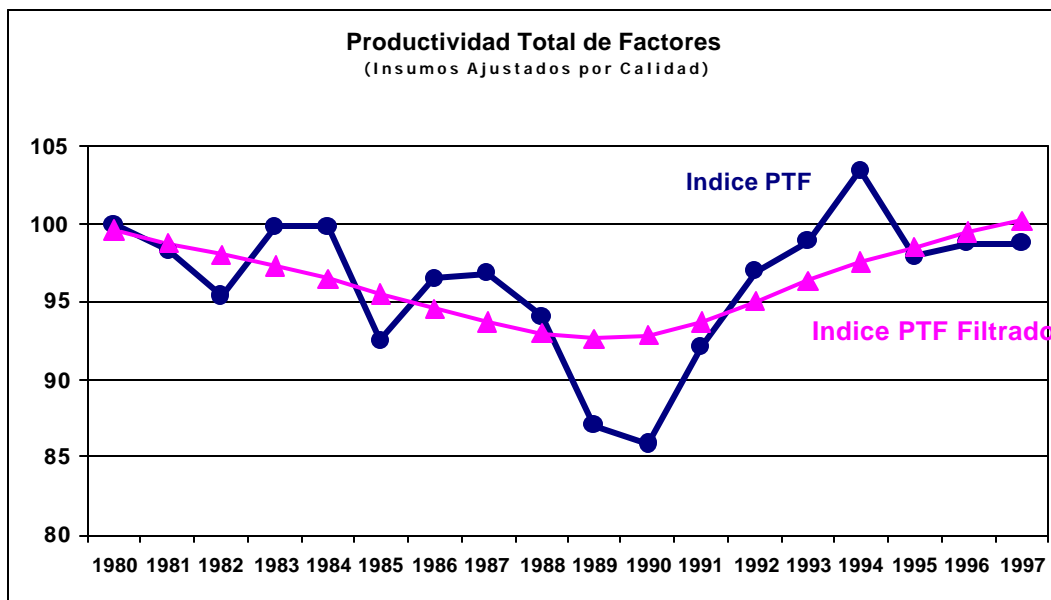
El valor del coeficiente estimado de **(K\*/L)** oscila muy poco, entre 0,52 (en las regresiones III y IV) y 0,55 (en la regresión II). En cambio, si el stock de capital no se ajusta por capacidad ociosa mediante el índice de FIEL, los valores que toma **(K/L)** varían de 0,59 (regresión V) a 0,68 (regresión VI). Cabe acotar, que también se hicieron estimaciones

ajustando la utilización del capital por la tasa de desempleo laboral, aunque sin resultados satisfactorios. Por último, el test de White, en la versión que no incluye los términos cruzados, acepta la hipótesis nula de homocedasticidad en todas las regresiones.

## V. Estimaciones del Producto Potencial de Argentina

Para el cálculo del producto potencial para el período 1980-97 se siguió el método utilizado por Roldós (1997) para el caso de Chile que consiste, básicamente, en computar la ecuación (1) suponiendo pleno uso de los factores productivos. Se parte de la construcción de una serie de Productividad Total de Factores (PTF) en forma de índice con base 1980=100. La misma surge como diferencia entre la tasa de crecimiento del PBI y la suma de las tasas de cambio de los insumos utilizados corregidos por calidad, ponderados por los coeficientes estimados en la regresión I de la Tabla Nro. 1<sup>10</sup>, (la elección de esta regresión se hace en base al  $R^2$  ajustado). La serie de PTF así obtenida, cuyo comportamiento se puede observar en el gráfico Nro. 3, fue filtrada mediante el método de Hodrick y Prescott para quitar el componente cíclico.

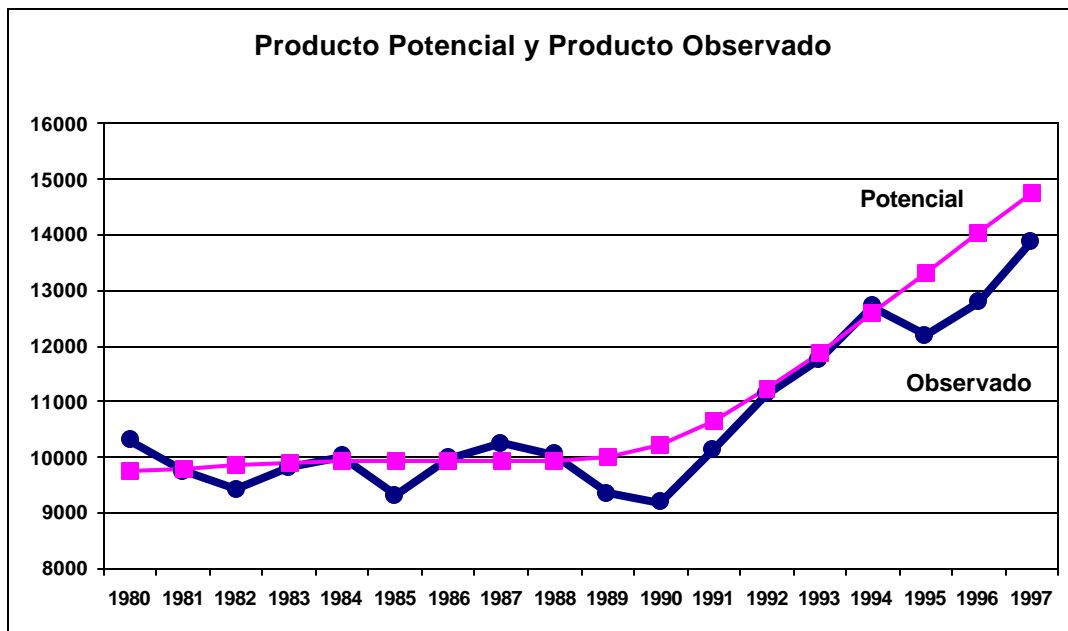
Gráfico Nro. 3



<sup>10</sup> Existe alguna controversia sobre el valor "correcto" de las participaciones de los insumos. De Gregorio (1998), por ejemplo, trabaja con participaciones del capital del 30% y del 40% alternativamente, mientras que Elías (1992) computa una del 62,9% para el año 1980. Traa (1996) reporta que "estudios del Banco Mundial sugieren que la participación del capital en la Argentina varía entre 40 y 75%"; y agrega: "si bien parecen altas y poco intuitivas, no se trata de resultados inconsistentes con otros resultados en países que sufrieron episodios de alta inflación"

El mismo procedimiento de filtrado se siguió con los insumos productivos para eliminar el componente cíclico y para capturar –en el caso del insumo trabajo- los cambios ocurridos en la Tasa Natural de Desempleo en los últimos años. La serie de producto potencial resultante (véase gráfico Nro. 4) presenta un comportamiento “estilizado” debido, fundamentalmente, al proceso de filtrado.

Gráfico Nro. 4



Las tasas de crecimiento del producto potencial toman vigor a partir de 1990, luego de 10 años en las que fueron prácticamente nulas. De hecho, durante el subperíodo 1980-89, la tasa de crecimiento promedio anual del producto potencial fue 0,3%, mientras que en 1990-97 alcanzó el 5,4% anual. Si bien esta última estuvo por debajo de la tasa observada para igual período (que fue del 6,1%), el *nivel* del producto potencial estuvo por encima del observado en 1990-97, con la sola excepción de 1994, por muy escaso margen. Estos cálculos indicarían que no hubo en ese lapso episodios de “recalentamiento” de la economía, entendiéndose por éstos los casos en que el producto observado supera al potencial.

Si comparamos nuestras estimaciones de la tasa de crecimiento del producto potencial con las obtenidas por Traa (1996), las primeras presentan tasas menores para el período 1980-89, pero mayores para 1990-97.

## VI. Contabilidad del Crecimiento

Una extensión natural del trabajo realizado en las secciones anteriores es realizar la contabilidad del crecimiento de la economía argentina para explicar la tasa de crecimiento anual mediante la contribución de los insumos y de la productividad total de los factores (PTF).

En la tabla Nro. 2 se presentan dos versiones de la contabilidad del crecimiento: con y sin ajustes de insumos. Este último ejercicio tiene el objetivo de facilitar las comparaciones internacionales, ya que si bien algunos trabajos corrigen los insumos por calidad, como es el caso de Young (1995) Madisson (1987) y Elías (1992)<sup>11</sup>; otros como Sarel (1997) no ajustan los insumos por calidad. Más aún, las metodologías utilizadas para estimar la calidad de los insumos difieren, por lo que las PTF resultantes no son estrictamente comparables.

La participación de los factores utilizadas para el cálculo de la contribución de los factores surgen, en el caso de los insumos ajustados por calidad, de los coeficientes estimados en la regresión I de la tabla Nro. 1; mientras que para el caso de los insumos sin ajuste se los estimó mediante una regresión que tiene como variable dependiente el PBI por trabajador empleado y como regresores la razón capital/trabajo sin ajustar por calidad y una tendencia. Se agrega además un término autorregresivo de orden 1, para mejorar la estimación dada la presencia de autocorrelación. Esto es,

$$\ln(Y/L) = -0,23 + 0,57 \ln(K/L) + 0,015 T + 0,76 AR(1)$$

$$(-1,62) \quad (6,70) \quad (1,73) \quad (5,14)$$

$$R^2=94,56 \quad R^2(\text{ajust})= 93,31 \quad F= 75,37 \quad D-W=2,11 \quad F(\text{White test})=0,28$$

Nótese que la participación estimada del capital (0,57) es cercana a la registrada en la tabla Nro. 1 y que, a diferencia de lo obtenido en las regresiones de la tabla 1, la tendencia tiene signo positivo.

<sup>11</sup> Elías (1992) computa el componente de calidad del insumo trabajo para los períodos 1940-50, 1950-60 y 1960-70 y el componente de calidad del capital para el lapso 1960-70.

**Tabla Nro. 2**  
**Contabilidad del Crecimiento**  
 En %

Período	Variación anual del PBI (en %)	Insumos ajustados por Calidad			Insumos sin ajustar por calidad			Crecimiento anual de la Inversión
		Contribución del Empleo	Contribución del Capital	TFP	Contribución del Empleo	Contribución del Capital	TFP	
1980-97	1,78	1,36	0,71	-0,29	0,70	0,54	0,54	1,54
1980-89	-1,06	1,28	-0,41	-1,93	0,70	0,04	-1,80	-6,74
1990-97	6,09	1,57	2,47	2,05	0,74	1,42	3,94	16,22

Si consideramos todo el período bajo estudio (1980-97), la economía argentina creció a una tasa anual promedio del 1,8%. Las contribuciones del capital y del empleo ajustados por calidad fueron del 0,7 % y del 1,4% respectivamente. Comparando con la situación en la que los insumos no se ajustan, se concluye que la contribución anual promedio de la *calidad del trabajo* fue 0,7% y la del capital 0,2%.

Resulta interesante observar el comportamiento de estas variables en los subperíodos 1980-89 y 1990-97. En el primero, la tasa de crecimiento anual del PBI fue negativa (-1,06%), siendo el trabajo el insumo que más contribuyó ya sea con o sin ajuste por calidad.

Entre 1990 y 1997, las contribuciones de los insumos trabajo y capital sin ajustar fueron del 0,7% y 1,4% respectivamente. Pero si los ajustamos por calidad, el primero pasa a una contribución del 1,6% y el segundo a 2,5%.

En general, los residuos obtenidos mediante esta contabilidad suelen ser sensibles a cambios en las participaciones de los factores. Sin embargo, para el subperíodo 1990-97, no es así dada la escasa diferencia entre las tasas de crecimiento de los insumos.

Un párrafo aparte merece el comportamiento de la PTF. Si no ajustamos los insumos por calidad y tomamos en cuenta el lapso 1980-97, su contribución es de apenas el 0,5%. En cambio, en el período 1990-97 su tasa de crecimiento alcanza el 3,94%<sup>12</sup>. Este alto guarismo indica que durante los años 90 el crecimiento argentino fue de tipo *intensivo*, es decir que la economía creció gracias al uso de nueva tecnología y de las ganancias en eficiencia que le permitieron crear más producto por unidad de insumo. Esta evidencia

contrasta con la hallada por Young (1995) para los países del sudeste asiático que basaron su expansión en el mayor uso de insumos<sup>13</sup>.

## VII. Conclusiones

En este trabajo hemos concentrado nuestro esfuerzo en estimar el producto potencial de Argentina utilizando un enfoque aplicado por Roldós (1997) para el caso de Chile. Se estimaron índices de calidad de los insumos capital y trabajo siguiendo la metodología de fuentes del crecimiento económico y se obtuvieron los coeficientes de participación mediante la estimación de una función de producción agregada. Comparando año por año las tasas obtenidas con las de otros estudios que no ajustan los insumos por calidad (Traa, 1996), encontramos que las nuestras son menores para el período 1980-89 pero mayores para 1990-97, lo que sería atribuible a los componentes de calidad del trabajo y del capital. Al igual que la serie de PBI registrada, la serie de producto potencial obtenida presenta dos períodos bien diferenciados. Entre 1980 y 1989, la tasa de crecimiento promedio anual fue del 0,3% mientras que para 1990-97 fue del 5,4%. Si bien esta tasa es menor a la registrada (del 6,1%), el *nivel* del potencial fue superior al observado durante, prácticamente, todo este último lapso, lo que nos llevaría a descartar episodios de “recalentamiento” de la economía en esos años.

Las estimaciones de la productividad total de los factores nos revelan que el crecimiento que experimentó nuestro país durante los años 1990-97, ricos en reformas estructurales, fue del tipo *intensivo*, en contraposición al crecimiento *extensivo* detectado por otros autores en la ex –Unión Soviética y algunos países del sudeste asiático. Si no ajustamos los insumos por calidad, el crecimiento anual de la PTF durante ese lapso fue del 3,95%, similar a la tasa obtenida por De Gregorio (1998), Sin embargo, cuando contabilizamos el componente calidad de los insumos, las tasas descienden al 2% anual, lo que se podría interpretar como el efecto neto de las reformas estructurales.

---

<sup>12</sup> Se trata de una tasa de crecimiento muy alta si la comparamos con otros momentos de la economía argentina. Por ejemplo, Elías (1992) calcula una PTF del 3,1% para 1940-50, del 0,8 % para 1950-60; del 0,2% para 1960-70 y del –0,3 % para 1970-80.

<sup>13</sup> Aún cuando se coincida con la crítica de Sarel (1997) a Young, la tasa de crecimiento de PTF de Argentina es muy superior a las estimadas por el primero: Singapur (2,2) Tailandia (2,0), Malasia (2,0) e Indonesia (1,2).

## Referencias

- Adams, Charles, and David Coe (1990) *A systems approach to estimating the natural rate of unemployment and potential output for the United States*. Staff Papers, International Monetary Fund, Vol. 37, pags. 232-93.
- Ben-David, Dan and David H. Papell (1995) *The great wars, the great crash, and steady state growth: some new evidence about an old stylized fact*. Journal of Monetary Economics, Vol. 36, pages 453-75.
- Baquero, Marco y Carrizo Konstantinoff, Eduardo (1994) *Cálculo del Producto Potencial: Argentina 1966-1990*. Mimeo. Tesis de Grado, Universidad Nacional de Tucumán.
- CEPAL (1998) *Indicadores Macroeconómicos de Argentina*. Mimeo.
- Chumacero, Rómulo y Quirós, Jorge (1996) *La Tasa Natural de Crecimiento de la economía Chilena: 1985-1996*. Cuadernos de Economía, Vol. 33 Nro. 100 (Diciembre) Págs. 453-472.
- De Gregorio, José (1998) *Productividad y Crecimiento en Argentina y Chile: experiencia y perspectivas*. Mimeo.
- Easterly, William and Fischer, Stanley (1995) *The soviet economic decline*. The World Bank Economic Review. Vol. 9 Number 3. September.
- Elías, Víctor J. (1992) *Sources of Growth. A study of seven Latin American Countries*. ICS Press. San Francisco
- Foguet, Santiago y Wong Chang, Sara A. (1994) *La Calidad del Insumo Trabajo en América Latina*. Mimeo. Tesis de Grado, Universidad Nacional de Tucumán.
- Goldberg, Samuel y Ianchilovici, Beatriz (1991) *Stock de capital y productividad*. Secretaría de Planificación. Mimeo.
- Hodrick, Robert and Edward Prescott (1997) *Postwar U.S. Business Cycle: an empirical investigation*. Journal of Money Credit and Banking. Vol. 29 (February) pags. 1-29.
- Hoffman, Andre (1991) *The role of capital in Latin America: a comparative perspective of six countries for 1950- 1989*. Mimeo.
- Intrilligator, Michael (1978) *Econometric Models, Techniques and Applications*. Prentice Hall, New Jersey.
- Jadresic, Esteban y Sanhueza, Gonzalo (1992) *Producto y Crecimiento Potencial de la Economía Chilena*. Mimeo. Banco Central de Chile.
- Maddison, A. (1996) *Macroeconomic Accounts for European Countries*. In B. van Ark and N.F.R. Crafts (eds.), *Quantitative Aspects of Postwar European Economic Growth*. Cambridge University Press.
- Ministerio de Economía y Obras y Servicios Públicos (1998) *Cuentas Nacionales. Oferta y Demanda Globales 1980-1996*. Junio.

Nehru, Vikram and Dhareshwar, Ashok (1993) *A new database on physical capital stock: sources, methodology and results*. Revista de Análisis Económico. Vol. 8 Nro. 1 Junio.

Roldós, Jorge (1997) *Potential output growth in emerging markets countries: the case of Chile*. IMF Working Paper 97/104.

Sarel, (1997) *Growth and productivity in Asean countries*. IMF Working paper WP/979.

Traa, Bob (1996) *Argentina – Potential GDP*. Mimeo, IMF.

Young, Alwyn (1995) *The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience*. Quarterly Journal of Economics, Vol. CX, August.

## Anexo I

### Empleo, Fuerza de Trabajo y Calidad del Insumo Trabajo

<b>Año</b>	<b>Empleo</b> (en miles de personas)	<b>Fuerza de Trabajo</b> (en miles de personas)	<b>Indice de Calidad</b> 1980=100
1980	8331,5	8569,500	100
1981	8304	8736,000	98,79
1982	8446	8951,500	97,51
1983	8502	8969,000	102,00
1984	8705	9170,000	102,68
1985	8814	9429,000	106,98
1986	9154	9743,000	110,04
1987	9419	10042,000	111,20
1988	9595,5	10265,500	112,29
1989	9695	10538,500	112,88
1990	9797	10581,500	117,06
1991	10222	10966,000	120,18
1992	10498	11304,000	119,47
1993	10633	11724,500	119,17
1994	10608,5	11935,000	118,87
1995	10327,5	12377,000	119,30
1996	10442,5	12488,000	124,03
1997	11106,5	12972,000	131,99

## Anexo II

### Stock de Capital Reproductivo y Calidad del Insumo Capital

<b>Año</b>	<b>Stock de Capital Reproductivo</b> (en miles de pesos de 1986)	<b>Indice de Calidad</b> 1980= 100
1980	17045,84	100,00
1981	17468,86	99,94
1982	17584,61	97,89
1983	17567,43	97,42
1984	17541,85	95,64
1985	17431,15	95,35
1986	17285,39	94,78
1987	17248,64	94,33
1988	17261,87	93,65
1989	17139,32	93,39
1990	16835,45	93,01
1991	16727,40	92,97
1992	17053,10	94,83
1993	17582,65	97,95
1994	18236,17	100,76
1995	18783,91	102,40
1996	19188,99	103,61
1997	19876,33	105,00

### Anexo III

#### Serie de Permisos de Construcción Utilizadas en la Elaboración del Stock de Capital Reproductivo

En Millones de M<sup>2</sup>

Año	Construcciones Nuevas			Ampliaciones			Total		
	Uso No resid.	Total	No resid/ Total (En %)	Uso No resid.	Total	No resid/ Total (En %)	No resid.	Suma	No resid/ Total (En %)
1991	2,5017	6,251	40,02	0,8206	1,842	44,54	4,14	8,09	51,10
1992	3,2478	8,664	37,49	1,2938	2,687	48,14	5,58	11,35	49,18
1993	3,245	8,401	38,63	1,584	3,120	50,77	4,83	11,52	41,91
1994	3,853	10,950	35,19	1,735	4,060	42,74	5,59	15,01	37,23
1995	3,421	8,870	38,57	1,618	3,644	44,41	5,04	12,51	40,27
1996	3,426	9,238	37,09	1,6056	3,533	45,44	5,03	12,77	39,40
Promedio			37,37			45,84			43,18

Fuente: INDEC

## Anexo IV

### Tasa de Interés Real, Precios de los Servicios de las Estructuras y Equipo Durable de Producción e Índice de Calidad del Insumo Capital

Año	Tasa de Interés Real	Precios de los Servicios		Q(K)
		Estructuras no Residenciales	Equipo Durable de Producción	Índice 1980=100
1980	7,44	0,0994	0,15135	<b>100,00</b>
1981	25,34	0,2784	0,33032	<b>99,94</b>
1982	-2,37	0,0012	0,03876	<b>97,89</b>
1983	42,58	0,4508	0,48826	<b>97,42</b>
1984	-2,24	0,0026	0,04005	<b>95,64</b>
1985	44,75	0,4725	0,51001	<b>95,35</b>
1986	7,44	0,0994	0,13692	<b>94,78</b>
1987	15,39	0,1789	0,21639	<b>94,33</b>
1988	1,21	0,0371	0,07457	<b>93,65</b>
1989	-49,92	-0,4742	-0,4367	<b>93,39</b>
1990	253,65	2,5615	2,59896	<b>93,01</b>
1991	14,03	0,1653	0,24029	<b>92,97</b>
1992	1,21	0,0371	0,11207	<b>94,53</b>
1993	0,00	0,0250	0,10000	<b>97,19</b>
1994	2,43	0,0493	0,12427	<b>99,94</b>
1995	8,73	0,1123	0,18731	<b>101,64</b>
1996	6,17	0,0867	0,16168	<b>102,89</b>
1997	6,17	0,0867	0,16168	<b>104,33</b>

## Anexo V

### Estimaciones de la Forma Directa de la Función de Producción

Variable Dependiente: Ln (Y)

Período 1980-1997

Variable	I	II	III
C	-1,88 (-1,49)	-1,30 (-1,04)	-1,25 (-0,89)
Log K	0,59 (13,49)	0,56 (14,08)	0,57 (8,15)
Log L	0,62 (5,44)	0,59 (5,03)	0,56 (3,50)
T	-0,02 (-4,13)	-0,01 (-3,73)	-0,005 (-0,88)
DUH	0,03 (1,47)		
TB	0,006 (4,66)	0,005 (4,34)	
AR(1)			0,64 (2,57)
R <sup>2</sup>	99,05	98,88	98,66
R <sup>2</sup> Ajustado	98,66	98,54	98,22
F	250,97	287,79	221,34
D-W	2,32	1,91	2,32
Test de White Test (sin términos cruzados) Estadístico F	0,81	1,07	0,81

Nota: estadístico t entre paréntesis.

**Comentario:** Esta tabla presenta la particularidad de que se estima una función de producción agregada que no supone rendimientos constantes de escala. Sin embargo, en todas las regresiones la suma de los coeficientes de los insumos trabajo y capital ajustados por calidad se aproxima a uno. Más aún, el test de Wald no permite rechazar la hipótesis de que los coeficientes suman uno en ninguna de las tres regresiones.

Los coeficientes estimados del insumo capital son un poco mayores que los obtenidos en la estimación de la forma intensiva: van de 0,56 (en la regresión II) a 0,59 (en la regresión I), mientras que los del insumo trabajo oscilan entre 0,56 (regresión III) y 0,62 (regresión I).

Las regresiones de esta tabla presentan buenos ajustes (R<sup>2</sup> ajustados superiores al 98%, y variables con el signo esperado y estadísticamente significativas, a excepción de **DUH** en la regresión I y de **T** en la regresión III. Tanto la variable stock de capital ajustado por calidad y utilización (**K**) como trabajo ajustado por calidad (**L**) pasan la prueba t al 1% en todas las regresiones.