



BANCO CENTRAL DE COSTA RICA
DIVISIÓN ECONÓMICA
DEPARTAMENTO DE INVESTIGACIÓN ECONÓMICA

ESTIMACIÓN DE UNA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN
PARA COSTA RICA: PERIODO 1991Q1 - 2006Q4

Manfred Esquivel Monge
Mario Alfredo Rojas Sánchez

Documento de Investigación
DIE-08-2007-DI, Diciembre, 2007

Documento de trabajo del Banco Central de Costa Rica, elaborado por el
Departamento de Investigación Económica

Las ideas expresadas en este documento son responsabilidad de los autores y no
necesariamente representan la opinión del Banco Central de Costa Rica

Tabla de contenido

<i>Resumen</i>	1
1. <i>Introducción</i>	2
2. <i>Aspectos generales</i>	3
2.1. <i>Estimación de los factores de producción</i>	4
2.1.1. <i>Empleo (L)</i>	4
2.1.2. <i>Acervo de capital (K)</i>	6
2.1.3. <i>Productividad total de los factores (PTF)</i>	9
3. <i>Análisis de resultados de la estimación y cálculo del Producto Potencial</i>	9
3.1. <i>Resultados de la regresión</i>	9
3.2. <i>Estimación del Producto Potencial</i>	10
4. <i>Conclusiones</i>	14
5. <i>Referencias bibliográficas</i>	14

ESTIMACIÓN DE UNA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN PARA COSTA RICA: PERIODO 1991Q1 – 2006Q4

Resumen

En el presente trabajo se estima una función de producción tipo Cobb-Douglas con retornos constantes de escala para el caso de la economía costarricense. Los datos utilizados son trimestrales y comprenden el periodo 1991Q1 a 2006Q4. La metodología econométrica aplicada es mínimos cuadrados ordinarios dinámicos. Según los resultados, no es posible rechazar la hipótesis de retornos constantes de escala, siendo las elasticidades del producto a cambios en el acervo de capital y en la cantidad de trabajo respectivamente 0,35 y 0,65. Con base en tales parámetros y los niveles de utilización de largo plazo de ambos factores productivos, se estima una serie de producto potencial que crece a una tasa anual promedio de 4,4%.

Abstract

This paper estimates a Cobb-Douglas production function with constant returns of scale for the Costa Rican economy. The sample of quarterly data is 1991Q1-2006Q4 and the econometric methodology applied was Dynamic Ordinary Least Squares. According with the results, it is not possible to reject the null hypothesis of constant returns of scale and the product's elasticity to changes in capital stock and labor are 0.35 and 0.65 respectively. Based on this parameters and the long run utilization level of the production inputs, a series of potential output was estimated being its average annual growth 4.4%.

Clasificación JEL: C32, E23, E32

Palabras clave: Función de Producción tipo Cobb Douglas, Producto Potencial y Brecha del Producto

1. Introducción

El propósito de la presente nota de investigación es estimar una función de producción del tipo Cobb Douglas (Coe y Moghadam, 1993) para el caso de la economía costarricense, utilizando datos trimestrales para el periodo 1991q1 - 2006q4¹. Esta función permite entre otros, tener un mejor conocimiento de la contribución marginal de cada uno de los factores productivos a la producción nacional y obtener una estimación del producto potencial y la brecha del producto (Esquivel y Rojas, 2007). En particular, esta última variable ha venido tomando relevancia en los análisis de política económica de los bancos centrales que han adoptado el esquema de Metas de Inflación (MI) como medio para estabilizar la tasa de inflación.

Por otra parte, esta es la primera investigación que se realiza en el Banco Central (BCCR) con datos trimestrales, tomando como variable dependiente el Producto Interno Bruto (PIB)². Anteriormente, se habían realizado dos investigaciones similares pero con datos anuales: en la primera Azofeifa y Villanueva (1995) estiman entre otros, una función de producción del tipo Cobb-Douglas con el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), utilizando datos del PIB y del acervo de capital a precios de 1966, para el periodo 1976 – 1994. En la otra Azofeifa et al. (2000) igualmente estiman una función de producción del tipo Cobb-Douglas, pero esta vez con el Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (MCOd), utilizando series de PIB y acervo de capital tanto a precios de 1966 (lapso 1976 – 1998) como a precios constantes de 1991 (lapso 1983 – 1998), en este último caso con un empalme de la serie del PIB de 1983 – 1990. En ambos estudios el factor trabajo se aproxima por el producto del número de horas promedio trabajadas por el número de ocupados.

En este estudio la estimación de la función de producción se realiza con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (Stock y Watson, 1993) para solucionar en forma no paramétrica los problemas simultaneidad y correlación serial de los residuos de la regresión asociados a la endogeneidad de los regresores³ y problemas de medición⁴ de las variables.

¹ Cifras disponibles al mes de julio de 2007.

² Se excluyen el valor agregado de la Industria Electrónica de Alta Tecnología (IEAT) debido a que su evolución presenta una alta volatilidad y las variables explicativas de su comportamiento son de carácter exógeno y responden mayormente a factores de oferta de carácter irregular que tienen poca incidencia sobre la capacidad productiva de la economía. Las proyecciones de estas actividades se realizan con información obtenida por el Departamento de Estadística Macroeconómica.

³ Este problema se presenta cuando las variables (endógenas y exógenas) se determinan simultáneamente.

⁴ Dado que no se dispone de un índice de utilización del capital, esta variable se estima aplicando la metodología de Coeymans (1992), para ajustar la serie de acervo de capital. En Azofeifa y Villanueva (1995) al realizar este ajuste mejoró la significancia estadística del coeficiente estimado para el acervo de capital en la función de producción Cobb-Douglas.

Entre los principales resultados obtenidos en este estudio destacan:

- La tasa de participación del capital es de 0.35 (elasticidad producto-capital) y no se rechaza la hipótesis de que la función es de retornos constantes a escala.
- La tasa media de crecimiento del producto potencial para el lapso analizado gira en torno a 4,4%.
- A partir del año 2003 el mayor dinamismo del crecimiento real es explicado por choques de productividad (PTF).
- Al realizar el análisis de la contabilidad del crecimiento del producto se infiere que la mayor parte de su crecimiento está explicado por el factor trabajo, el cual aporta un 53% del crecimiento promedio total. La variación del acervo de capital explica el 37% y finalmente, la PTF aporta el restante 10%.

En la sección 2 se presentan aspectos generales sobre la función de producción y se describe el proceso para obtener las series trimestrales del acervo de capital y número de ocupados. En la sección 3 se muestran los resultados de la estimación y su aplicación para estimar el producto potencial. En la sección 4 se presentan las conclusiones.

2. Aspectos generales

En la literatura empírica sobre la estimación de funciones de producción, se parte de una forma funcional de largo plazo del tipo Cobb-Douglas⁵ con retornos constantes a escala:

$$Y = AK^\alpha L^{(1-\alpha)} \quad (2.1)$$

Donde: Y es el producto real, los coeficientes α y $(1-\alpha)$ representan las elasticidades del producto respecto a los factores capital (K) y trabajo (L) respectivamente y A la productividad total de los factores (PTF).

La metodología de estimación del producto potencial basada en una función de producción muestra una noción más económica (estructural) que estadística de esta variable no observable. Parte de la definición de una relación tecnológica entre el nivel de producción y los factores productivos. En efecto, se parte del establecimiento de una relación funcional del proceso productivo, pero no se modela de manera explícita la oferta y demanda los factores de la producción o de la productividad total de los factores (De Masi, 1997).

La ventaja de este enfoque radica en la posibilidad de descomponer los determinantes del crecimiento e identificar la contribución de cada uno de los factores. No obstante, esta ventaja se convierte en una debilidad debido a que requiere información que muchas veces no está disponible o no es directamente observable, tal como la productividad de los factores (Gallego y Johnson, 2001).

⁵ Azofeifa y Villanueva (1996) concluyen que la especificación de una función de producción del tipo Cobb Douglas es la más adecuada para describir el comportamiento de la estructura productiva en Costa Rica.

En vista de que no se dispone de series trimestrales para las variables K y L , en el siguiente apartado se describe el procedimiento aplicado para obtener series de mayor periodicidad a partir de los respectivos datos anuales.

2.1. Estimación de los factores de producción

En Costa Rica los datos oficiales de empleo y acervo de capital están disponibles solo con periodicidad anual. Por consiguiente se procedió a estimar series trimestrales de estas variables para el periodo 1991:q1 – 2006:q4 aplicando el método de Denton (Chaverri, 2006).

2.1.1. Empleo (L)

La serie anual de empleo se obtiene a partir de los datos oficiales de población total (PT-CCP) calculados conjuntamente por el Centro Centroamericano de Población y el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC)⁶.

Como se muestra en el cuadro 1, para obtener la serie anual de ocupados (OCUP) que se va a interpolar trimestralmente, se utiliza la información de la Encuesta de Hogares y Propósitos Múltiples (EHPM). De esta encuesta se utilizan las series de la fuerza de trabajo (FT-EHPM), población total (PT-EHPM) y total de ocupados (O-EHPM). Con estas tres variables se estima una FT-AJ (5) y a partir de esta, se calcula OCUP (6).

CUADRO 1: POBLACIÓN TOTAL, FUERZA LABORAL, OCUPADOS Y HORAS PROMEDIO SEMANALES

AÑO	PT-CCP (1)	PT-EHPM (2)	FT-EHPM (3)	O-EHPM (4)	FT-AJ (5) (3)/(2)*(1)	OCUP (6) (4)/(3)*(5)	HRS (7)	L (8) (6)*(7)
1991	3 121 666	2 871 085	1 065 701	1 006 646	1 158 713	1 094 504	43.5	47 610 902
1992	3 191 249	2 938 377	1 086 988	1 042 957	1 180 532	1 132 712	45.4	51 425 134
1993	3 274 971	3 004 577	1 143 324	1 096 435	1 246 216	1 195 108	45.3	54 138 375
1994	3 372 604	3 070 918	1 187 005	1 137 588	1 303 616	1 249 344	45.4	56 720 230
1995	3 469 787	3 136 020	1 231 572	1 168 055	1 362 648	1 292 371	44.7	57 768 994
1996	3 564 631	3 202 440	1 220 914	1 145 021	1 358 997	1 274 521	45.4	57 863 258
1997	3 656 519	3 270 700	1 301 625	1 227 333	1 455 168	1 372 112	45.1	61 882 247
1998	3 747 006	3 340 909	1 376 540	1 300 005	1 543 862	1 458 024	45.0	65 611 094
1999	3 837 674	3 412 613	1 383 452	1 300 146	1 555 769	1 462 087	45.1	65 940 116
2000	3 925 331	3 810 187	1 535 392	1 455 656	1 581 792	1 499 646	45.2	67 783 998
2001	4 008 265	3 906 742	1 653 321	1 552 924	1 696 285	1 593 279	44.6	71 060 254
2002	4 089 609	3 997 883	1 695 018	1 586 491	1 733 908	1 622 891	45.0	73 030 090
2003	4 169 730	4 088 773	1 757 578	1 640 387	1 792 378	1 672 866	44.9	75 111 700
2004	4 248 481	4 178 755	1 768 759	1 653 879	1 798 272	1 681 475	45.2	76 002 686
2005	4 325 808	4 266 185	1 903 068	1 776 903	1 929 665	1 801 736	44.7	80 537 621
2006	4 401 849	4 353 843	1 945 955	1 829 928	1 967 411	1 850 105	45.0	83 180 721

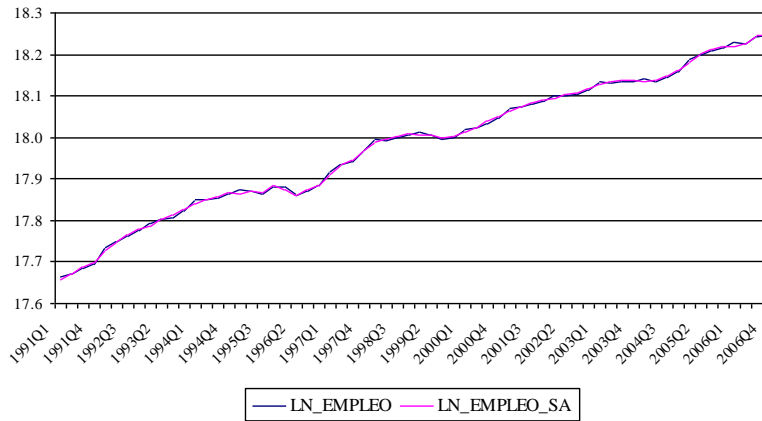
Fuente: Centro Centroamericano de Población e INEC (EHPM)

⁶ Estudios previos para Costa Rica utilizaban el dato de población calculado anteriormente por el INEC. Según datos del censo de población del año 2000, las series estimadas de población estaban por debajo de los datos reales debido principalmente a que el dato de inmigración estaba subestimado.

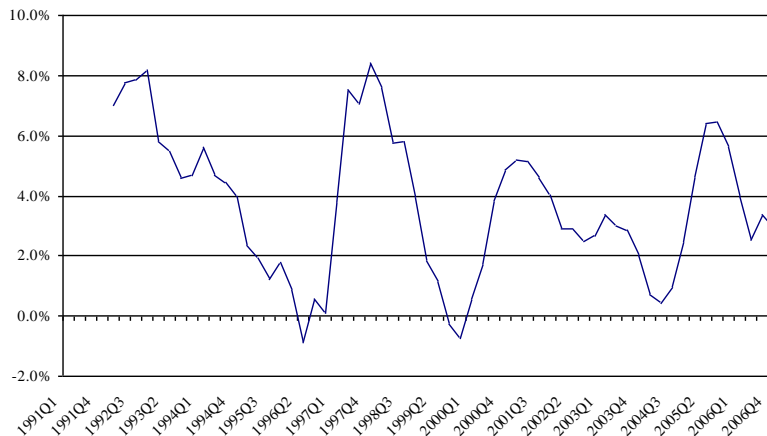
Como se indicó al inicio, la serie anual OCUP es la que se interpola trimestralmente utilizando el método de Denton. Según el estudio de Kikut et al. (2002), la interpolación se realiza utilizando como indicador trimestral relacionado la serie de asegurados ocupados de la Caja Costarricense de Seguro Social. Finalmente, la serie de empleo en términos de horas laboradas (L), se obtiene multiplicando la serie trimestral de población ocupada (OCUP) por las horas promedio semanales trabajadas (HRS), según la EHPM.

En el siguiente gráfico 1 se muestran los logaritmos naturales de las series de empleo sin (LN_EMPLEO) y con (LN_EMPLEO_SA) ajuste por estacionalidad y en la parte inferior la tasa de variación de esta última.

**Gráfico 1: Serie trimestral de Empleo
Logaritmo natural**



Tasa de variación



2.1.2. Acervo de capital (K)

Para estimar la serie K_t se toma como base la serie anual oficial de acervo de capital estimada por el Departamento de Estadística Macroeconómica del Banco Central de Costa Rica. Esta información se muestra en el cuadro 2 para el lapso 1991 – 2006, aunque se encuentra disponible a partir de 1978.

CUADRO 2: ACERVO DE CAPITAL FIJO BRUTO Y NETO
En millones de colones de 1991

	NETO			BRUTO		
	M Y EQ	N. CONSTR	TOTAL	M Y EQ	N. CONSTR	TOTAL
1991	419,798.5	1,186,839.3	1,606,637.8	822,007.4	1,749,326.7	2,571,334.1
1992	465,148.1	1,232,233.8	1,697,381.9	853,957.1	1,828,805.4	2,682,762.5
1993	522,167.9	1,283,205.5	1,805,373.3	916,969.9	1,915,318.1	2,832,288.0
1994	572,622.4	1,337,472.7	1,910,095.2	996,006.7	2,007,628.1	3,003,634.8
1995	613,553.5	1,397,707.3	2,011,260.8	1,089,162.2	2,109,611.7	3,198,773.8
1996	644,744.5	1,441,253.3	2,085,997.8	1,174,787.4	2,194,939.8	3,369,727.2
1997	694,151.3	1,489,264.0	2,183,415.2	1,274,881.5	2,287,553.1	3,562,434.5
1998	777,567.5	1,552,264.0	2,329,831.5	1,416,136.4	2,396,553.5	3,812,689.9
1999	835,259.9	1,614,452.0	2,449,711.9	1,530,703.1	2,504,373.4	4,035,076.5
2000	873,660.0	1,677,052.8	2,550,712.8	1,620,908.8	2,613,393.1	4,234,301.9
2001	905,907.1	1,752,912.7	2,658,819.8	1,718,179.7	2,737,234.4	4,455,414.1
2002	951,324.7	1,824,428.8	2,775,753.5	1,824,222.8	2,859,091.4	4,683,314.2
2003	1,006,207.6	1,898,837.3	2,905,044.9	1,926,389.2	2,984,014.0	4,910,403.2
2004	1,044,298.9	1,976,964.5	3,021,263.4	2,038,400.8	3,113,687.1	5,152,087.9
2005	1,097,567.0	2,049,521.6	3,147,088.6	2,145,682.9	3,237,903.1	5,383,586.0
2006	1,162,318.4	2,132,487.3	3,294,805.7	2,256,451.6	3,374,856.8	5,631,308.4

M Y EQ: Maquinaria y equipo

N. CONSTR: Nuevas construcciones.

Fuente: Departamento de Estadística Macroeconómica (BCCR).

Para la interpolación trimestral de K , se construye un indicador relacionado a partir de las series trimestrales de formación bruta de capital fijo siguiendo el método de inventario perpetuo basado en la ecuación (2.2).

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t \quad (2.2)$$

Donde: δ es la tasa de depreciación trimestral promedio del capital e I_t es la formación bruta de capital fijo.

Para estimar el capital inicial de la serie trimestral se aplica el siguiente procedimiento⁷. A partir de la ecuación (2.2), se deriva:

⁷ Ver Dominique Desruelle y Alfred Schipke (2007), edición a cargo de/ *América Central: Crecimiento económico e integración*. Parte II: *Evolución del crecimiento* por Brambila, J., Meredith, Guy, y Hollar V. Fondo Monetario Internacional. También en Rodríguez-Claire, A., Sáenz, M., y Trejos, A (2003)

$$\frac{K_{t+1}}{Y_{t+1}} = \frac{(1-\delta) K_t}{(1+g) Y_t} + \frac{I_{t+1}}{Y_{t+1}} \quad (2.3)$$

Donde, Y_t es el producto y g su tasa de crecimiento. Suponiendo que la relación de inversión-producto se mantiene constante por un periodo suficientemente largo, se obtiene la siguiente expresión:

$$\frac{K}{Y} \cong \left[\frac{1}{(\delta + g)} \right] \frac{I}{Y} \quad (2.4)$$

Definiendo el año 1991 como el año cero, se calcula la razón promedio de (I/Y) para el lapso 1991-2006:

$$K_0 = Y_0 \left[\frac{1}{(\delta + g)} \right] \left(\frac{\bar{I}}{\bar{Y}} \right) \quad (2.5)$$

Esta metodología se aplicó a las series trimestrales de formación bruta de capital para dos tipos de inversiones: nuevas construcciones y maquinaria y equipo. Esta distinción es relevante debido a que ambos tipos de capital se deprecian a tasas distintas. En efecto, las cuentas de acervo elaboradas en el Departamento de Estadística Macroeconómica utilizan tasas anuales de depreciación de 2,1% para construcciones (47 años) y de 7,7% para maquinaria y equipo (13 años)⁸. Al final, las dos series de acervo resultantes se suman para obtener una serie trimestral de acervo de capital total (K).

Por otra parte, debido a que no se dispone de un indicador del grado de utilización de la capacidad instalada (NAICU) para la economía costarricense, la serie trimestral de acervo de capital (K) se ajusta con un indicador construido aplicando el procedimiento de Coeymans (1992)⁹, donde se aproxima el grado de utilización de los factores por medio de la relación PIB_{t-1}/PIB_t^{pot} . Como indicador del PIB_t^{pot} Coeymans propone utilizar una serie calculada con el método de picos (PEAK), que corresponde al promedio móvil de tres periodos del máximo producto alcanzado en un determinado periodo, de la siguiente manera:

$$y_t^m = \left(\frac{|y_t - y_{t-1}^m| + y_t - y_{t-1}^m}{2} \right) + y_{t-1}^m \quad (2.6)$$

⁸ En los estudios de Rodríguez-Clare, A., Sáenz, M., y Trejos, A (2003) y Harberguer (1998) se utilizan tasas de depreciación anuales de 2,5% para construcciones y de 8% para maquinaria y equipo.

⁹ Este mismo procedimiento se aplicó en Azofeifa y Villanueva (1995).

donde :

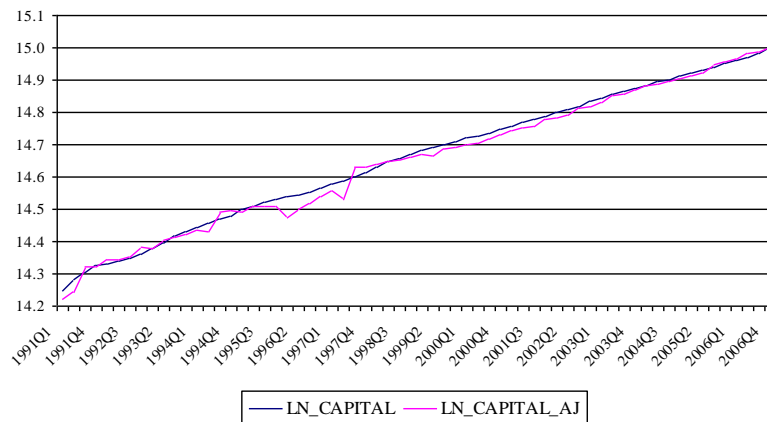
y_t : PIB real

y_t^m : Peak de PIB real

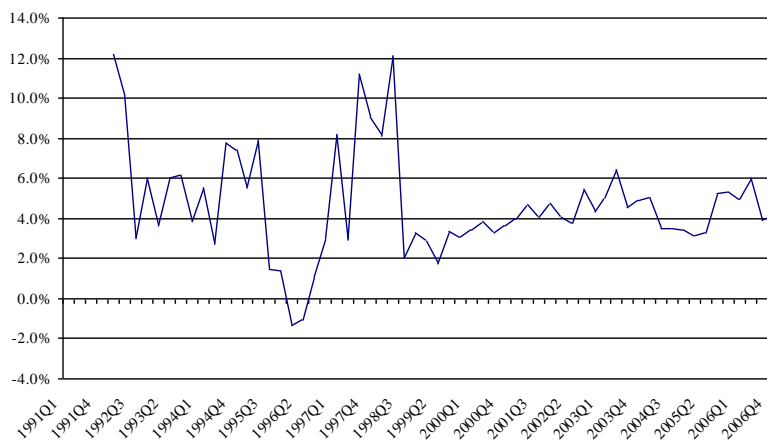
$$PEAK_t = \left(\frac{y_{t-1}^m + y_{t-2}^m + y_{t-3}^m}{3} \right) \quad (2.7)$$

En el siguiente gráfico 2 se muestran los logaritmos naturales de las series de acervo de capital con y sin ajuste de utilización y en la parte inferior la tasa de variación de LN_CAPITAL_AJ.

Gráfico 2: Serie trimestral de Acervo de Capital
Logaritmo natural



Tasa de variación



2.1.3. Productividad total de los factores (*PTF*)

Una vez estimadas las series trimestrales del empleo (L), capital ajustado por capacidad de utilización (K) y partiendo de la estimación resultante para la elasticidad capital-producto se procede a calcular la productividad total de los factores (*PTF*) a partir del residuo de Solow, es decir como la parte del producto no explicada por los factores K y L .

$$A = \frac{Y}{K^\alpha L^{1-\alpha}} \quad (2.8)$$

$$A = \text{EXP} \left[\ln Y - \alpha \ln K - (1 - \alpha) \ln L \right] \quad (2.9)$$

En la siguiente sección se presentan los resultados de la estimación de la función de producción.

3. Análisis de resultados de la estimación y cálculo del Producto Potencial

3.1. Resultados de la regresión

Como se mencionó al inicio, la estimación de la función de producción presenta dos problemas (Azofeifa et al, 2000). En primer lugar, en el tanto la variable dependiente (Y) y las exógenas (K , L) se determinen simultáneamente existe el problema de endogeneidad de los regresores. Esto podría llevar a un error de medición en la estimación que se reflejaría en problemas de autocorrelación serial. Para corregir ambos problemas la literatura empírica sugiere estimar la función con el método de Mínimos cuadrados Ordinarios Dinámicos (Stock y Watson, 1998). Por otra parte, dado que no se cuenta con mediciones de la capacidad de utilización, el acervo de capital se aproxima con una estimación del grado de su utilización según la metodología propuesta por Coeymans (1992).

Los resultados de esta estimación se presentan a continuación y para ello se incluyeron como variables adicionales adelantos (2) y rezagos (2) de las primeras diferencias de las variables K y L , para el periodo 1991q1-2006q4.

$$\ln Y = \underset{-39.7}{-4.15} + \underset{2.83}{0.35} \ln K + \underset{3.96}{0.65} \ln L$$

$$R_{aj}^2 : 0.996 \quad DW : 1.7 \quad EE : 0.01$$

$$\text{Wald Test} : \quad (2.10)$$

$$H_0 : C(2) = 1 - C(3)$$

$$F_{(1,45)} : 1.53$$

El intercepto de esta regresión se obtuvo en forma residual utilizando la ecuación (2.9) con los valores medios de LnY , LnK y LnL .

Estos resultados contrastan con los obtenidos en Azofeifa et al (2000), donde aplicando el mismo método (MCO) a un conjunto de datos anuales para el PIB, capital y empleo y utilizando diferentes submuestras; obtienen tasas de participación del capital superiores a las del empleo, siendo este último el factor abundante. Por su parte, en Rodríguez-Clare et al. (2003) estiman una tasa de elasticidad producto-capital de 0.40, valor que guarda consistencia con las mediciones de la tasa efectiva de participación del empleo que obtienen y que oscilan entre 59.2% y 75.9%. Finalmente, en Azofeifa y Villanueva (1995) estiman un coeficiente de elasticidad producto-empleo que es superior a 0.55 y el del capital siempre es inferior oscilando alrededor de 0.40.

3.2. Estimación del Producto Potencial

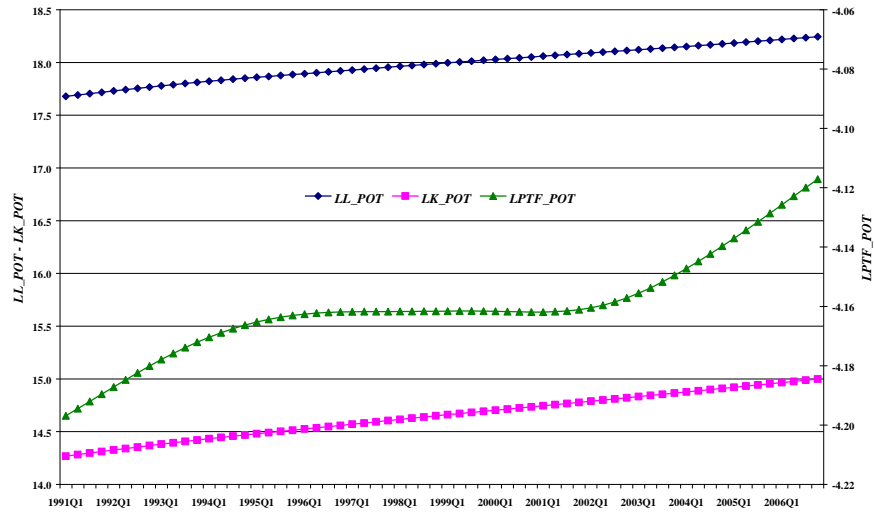
Hasta aquí se han construido las series trimestrales de los factores que entran en la forma general de la ecuación (2.1), a saber: nivel de empleo (L), acervo de capital (K) y productividad total de factores (PTF). Tales series son los insumos necesarios para estimar el nivel del Producto Potencial. Para ello se toma el logaritmo natural de la ecuación (2.1) y en la expresión resultante se utilizan los niveles de tendencia de los insumos, tal como se muestra a continuación:

$$\ln Y^{POT} = A^* + 0.35 \ln K^* + 0.65 \ln L^* \quad (2.11)$$

Donde: Y^{POT} es el Producto Potencial y los subíndices (*) representan los niveles de utilización largo plazo de los factores productivos. Estos se obtuvieron aplicando el filtro de Hodrick-Prescott a las series trimestrales de PTF , K y L , extendidas 12 trimestres adelante para atenuar el problema de colas de este filtro y un parámetro de suavizamiento de 1311, según el estudio de Esquivel y Rojas (2007).

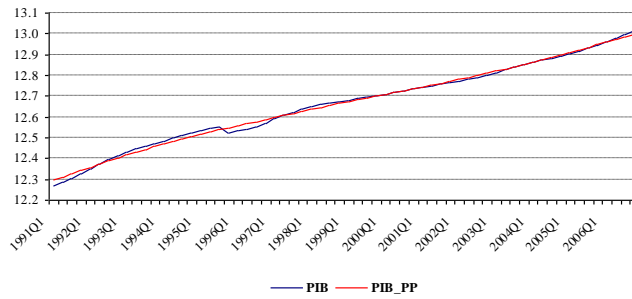
En el siguiente gráfico 3 se muestran los niveles de tendencia de los factores de la producción.

Gráfico 3: Niveles de tendencia de los factores productivos
- Logaritmos naturales -

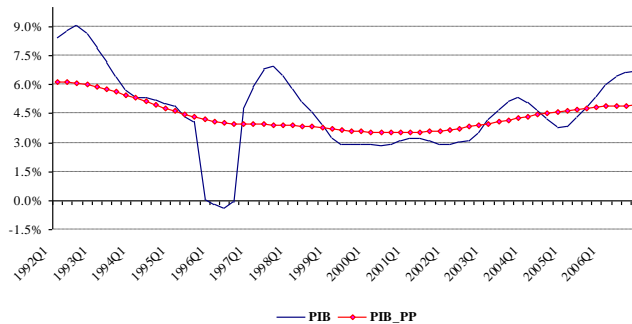


En el gráfico 4 se muestran los niveles de producto observado, el potencial, las tasas de variación y la brecha del producto¹⁰ se presenta en el gráfico 5.

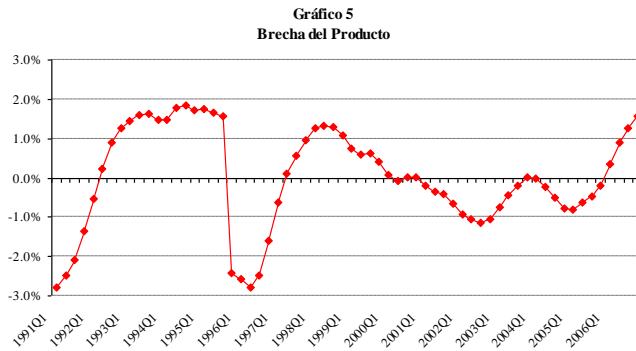
Gráfico 4
Logaritmos del PIB observado y PIB Potencial (PIB_PP)



Tasas de variación



¹⁰ La brecha de producto, definida con la diferencia porcentual entre los niveles del PIB observado y el producto potencial, en términos de este último. Para obtener una medición suavizada de la brecha se utiliza la serie de Tendencia-Ciclo (TC) del PIB trimestral.



Es importante destacar la tendencia creciente de la brecha del producto hacia el final del periodo, lo cual es un indicador de presiones futuras de demanda sobre los precios.

Por su parte, en el cuadro 3 se muestra la contabilidad del crecimiento del producto potencial estimado con la función de producción según los aportes de cada uno de los factores y la PTF. Cabe resaltar el repunte de la tasa de variación de la PTF a partir de 2003, con lo cual su contribución al crecimiento del producto potencial es superior en el lapso 2003-2006 con respecto al del periodo completo.

Cuadro 3
Crecimiento del Producto Potencial y sus Factores Determinantes

Año	Crecimiento anual	Aporte en puntos porcentuales a la tasa de crecimiento de Yp			Contabilidad del Crecimiento de Yp según factores		
	Yp	PTFp	Kp	Lp	PTFp	Kp	Lp
1992	6.1	0.9	2.0	3.2	15%	32%	53%
1993	5.7	0.8	1.9	3.0	15%	33%	53%
1994	5.1	0.6	1.7	2.7	13%	34%	53%
1995	4.4	0.4	1.6	2.4	9%	37%	54%
1996	4.0	0.2	1.6	2.3	5%	39%	56%
1997	3.9	0.1	1.6	2.3	1%	41%	58%
1998	3.8	0.0	1.6	2.2	0%	41%	58%
1999	3.6	0.0	1.5	2.1	0%	42%	58%
2000	3.5	0.0	1.5	2.1	0%	42%	58%
2001	3.6	0.0	1.5	2.0	1%	42%	57%
2002	3.8	0.3	1.5	2.0	7%	40%	53%
2003	4.1	0.6	1.5	2.0	15%	37%	48%
2004	4.5	0.9	1.5	2.1	20%	34%	46%
2005	4.8	1.0	1.5	2.2	22%	32%	46%
2006	4.9	1.1	1.6	2.2	23%	32%	45%
2003-2006	4.6	0.9	1.5	2.1	20%	34%	46%
1992-2006	4.4	0.5	1.6	2.3	10%	37%	53%

Fuente: Elaboración propia

En el estudio de Mora, C. (2007) “*Hechos relevantes de la evolución del Producto Interno Bruto costarricense: 1992 – 2006*”, se indica que algunos de los factores que influyeron en el comportamiento apuntado para la PTF fueron las mejoras tecnológicas introducidas en el sector de servicios de telecomunicaciones; mejoras en la eficiencia y competitividad del aparato productivo ante la reconversión industrial que incentivó el influjo de inversión extranjera directa hacia actividades con demanda de fuerza laboral más calificada; así como el mayor dinamismo de los sectores agropecuario e industrial, entre otros.

Los datos contenidos en este cuadro permiten concluir que a lo largo de toda la muestra el producto potencial ha crecido en promedio en torno a una tasa de 4,4%. La mayor parte de este crecimiento está explicado por el factor trabajo, el cual aporta 2,3 puntos porcentuales (p.p.), explicando el 53% del crecimiento promedio total. La variación del acervo de capital explica 1,6 p.p. con lo que representa el 37% de su variación. Finalmente, la PTF aporta el restante 10% de la variación promedio total.

Cabe indicar que la brecha del producto obtenida de esta forma se utiliza en el estudio de Esquivel y Rojas (2007), como parte de un conjunto de mediciones obtenidas con otros métodos estructurales y no estructurales; evaluando su significancia estadística para explicar el comportamiento de la tasa de inflación medida por el IPC.

4. Conclusiones

- La tasa de participación del capital es de 0.35 (elasticidad producto-capital) y no se rechaza la hipótesis de que la función de producción es de retornos constantes a escala.
- La tasa media de crecimiento del producto potencial para el lapso analizado es aproximadamente 4,4%.
- A partir del año 2003 el mayor dinamismo del crecimiento real es explicado por choques de productividad (PTF).
- Al realizar el análisis de la contabilidad del crecimiento del producto se infiere que la mayor parte del crecimiento del producto está explicado por el factor trabajo, el cual aporta un 53% del crecimiento promedio total. La variación del acervo de capital explica el 37% y finalmente la PTF aporta el restante 10%.

5. Referencias bibliográficas

- Azofeifa, A. et al. (2000). *Inflación y brecha en la producción*. Nota de Investigación N°1-00. División Económica. Banco Central de Costa Rica.
- Azofeifa, A. y Villanueva, M. (1996). *Estimación de una función de producción: caso de Costa Rica*. DIE-PI-06-95-R. Departamento de Investigaciones Económicas. Banco Central de Costa Rica.
- Bank of Japan (2003). *The Output Gap and the Potential Growth Rate: Issues and Applications as an Indicator for the Pressure on Price Change*. Quaterly Bulletin. May.
- Chaverri, C. (2006). *Métodos de desagregación temporal con indicadores. Una aplicación para las actividades de la industria de transporte, almacenamiento y comunicaciones*. Departamento de Contabilidad Social. Banco Central de Costa Rica
- Coe, David y Moghadam Reza (1993). *Capital and Trade as Engines of Growth in France*. IMF Staff Papers, Vol. 40, No. 3.
- Coeymans, A., Juan E. (1992) *Productividad, Salarios y Empleo en la Economía Chilena; Un Enfoque de Oferta Agregada*. Pontificia Universidad Católica de Chile. Cuadernos de Economía N° 87.
- De Masi, Paula R. (1997). *IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice*. IMF Working Papers. WP/97/177.

- Denton, F.T. (1971). *Adjustment of monthly or quarterly series to annuals totals: An approach based on quadratic minimization*. Journal of the American Statistical Association. 333 (66). P 99-102.
- Dominique Desruelle y Alfred Schipke (2007), edición a cargo de/ *América Central: Crecimiento económico e integración*. Brambila, J., Meredith, Guy. y Hollar V. Parte II: *Evolución del crecimiento*. Fondo Monetario Intenacional.
- Esquivel M., Manfred y Mario A. Rojas Sánchez (2007). *Identificación del parámetro de suavizamiento del filtro Hodrick-Prescott adecuado para el comportamiento cíclico de la actividad económica en Costa Rica*. Nota Técnica. BCCR.
- Esquivel M., Manfred y Mario A. Rojas Sánchez (2007). *Estimación del Producto Potencial para Costa Rica: periodo 1991 – 2006*. Documento de Investigación DIE-02-2007-DI. BCCR.
- European Central Bank (2000). “*Potential Output Growth an Output Gap: concept, uses and estimates*”. Monthly Bulletin. October.
- Gallego, F. y Johnson, C. (2001). *Teorías y Métodos de Estimación del Producto de Tendencia: una aplicación para el caso de Chile*. Economía Chilena. Col. 4, No. 2. Agosto.
- Harberger, A. (1998). *A Vision of the Growth Process*. The American Economic Review.
- Hurnik, Jaromír (2005). *Potential Output: What Can the Production Function Approach Tell Us?* Czech National Bank (CNB). Economic Research Bulletin. No. 1, Vol. 3, May.
- Kikut, A., Méndez, F. y Picado, G. (2002). *Estimación de un indicador trimestral de empleo para Costa Rica*. Documento de Investigación DIE-INEC-CCSS-012002 DI. Banco Central de Costa Rica, Instituto Costarricense de Estadística y Censos, Caja Costarricense de Seguro Social.
- Mora, C. (2007). *Hechos relevantes de la evolución del PIB costarricense: 1992-2006*. Informe Técnico en proceso. Departamento de Investigaciones Económicas. Banco Central de Costa Rica.
- Okun A. (1970). *The Political Economy of Prosperity*. Brookings Institution Press.
- Rodríguez-Claire, A., Sáenz, M., y Trejos, A (2003): *Análisis del Crecimiento Económico en Costa Rica: 1950-2000*. Serie de Estudios Económicos y Sectoriales. RE2-03-001. Banco Interamericano de Desarrollo.