



**BANCO DE GUATEMALA**

Documentos de Trabajo

**CENTRAL BANK OF GUATEMALA**

Working Papers

No. 58

**TRES MÉTODOS ALTERNATIVOS PARA LA  
ESTIMACIÓN DEL PIB POTENCIAL: UNA  
ESTIMACIÓN PARA GUATEMALA\***

**Año 2001**

Autores:

Hilcías Estuardo Morán Samayoa

Héctor Augusto Valle Samayoa

\*Mención Honorífica, reconocimiento otorgado por el Jurado Calificador del  
Certamen Permanente de Investigación sobre Temas de Interés para la Banca  
Central Dr. Manuel Noriega Morales, Edición XII





## **BANCO DE GUATEMALA**

La serie de Documentos de Trabajo del Banco de Guatemala es una publicación que divulga los trabajos de investigación económica realizados por el personal del Banco Central o por personas ajenas a la institución, bajo encargo de la misma. El propósito de esta serie de documentos es aportar investigación técnica sobre temas relevantes, tratando de presentar nuevos puntos de vista que sirvan de análisis y discusión. Los Documentos de Trabajo contienen conclusiones de carácter preliminar, las cuales están sujetas a modificación, de conformidad con el intercambio de ideas y de la retroalimentación que reciban los autores.

La publicación de Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros de la Junta Monetaria del Banco de Guatemala. Por lo tanto, la metodología, el análisis y las conclusiones que dichos documentos contengan son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no necesariamente representan la opinión del Banco de Guatemala o de las autoridades de la institución.

\*\*\*\*\*©\*\*\*\*\*

The Central Bank of Guatemala Working Papers Series is a publication that contains economic research documents produced by the Central Bank staff or by external researchers, upon the Bank's request. The publication's purpose is to provide technical economic research about relevant topics, trying to present new points of view that can be used for analysis and discussion. Such working papers contain preliminary conclusions, which are subject to being modified according to the exchange of ideas, and to feedback provided to the authors.

The Central Bank of Guatemala Working Papers Series is not subject to previous approval by the Central Bank Board. Therefore, their methodologies, analysis and conclusions are of exclusive responsibility of their authors, and do not necessarily represent the opinion of either the Central Bank or its authorities.

# TRES MÉTODOS ALTERNATIVOS PARA LA ESTIMACIÓN DEL PIB POTENCIAL: UNA ESTIMACIÓN PARA GUATEMALA

*Hilcías Estuardo Morán Samayoa  
Héctor Augusto Valle Samayoa\**

## Introducción

Actualmente, en los bancos centrales se están produciendo cambios importantes en la forma de conducir la política monetaria. Algunos de ellos en el continente americano han optado conducir su política mediante esquemas de metas de inflación (inflation targeting<sup>1</sup>). Buscan una mejor transparencia operativa y un mayor compromiso con la estabilidad macroeconómica, por parte de las autoridades encargadas de diseñar y ejecutar la conducción monetaria de los países. De aquí surge la necesidad impostergable de mejorar sustancialmente la calidad y cantidad de los instrumentos de análisis, a fin de que la banca central pueda hacer compromisos creíbles y factibles de cumplir. En tal sentido, la estimación del Producto Interno Bruto (PIB) potencial o de la brecha (gap) entre el producto real y el potencial, representa un instrumento de política monetaria fundamental para el pronóstico de la inflación. La relación teórica de ambas variables se define en la hipótesis de la tasa natural de desempleo.

Al considerar la importancia del PIB potencial como instrumento de política monetaria, su utilidad en algunos

modelos macroeconómicos y las sugerencias hechas por Sebastián Edwards<sup>2</sup>, surgió la inquietud de elaborar un primer ensayo sobre estimaciones del PIB potencial para Guatemala. A pesar de las deficiencias estadísticas nacionales, el trabajo ha sido realizado desde un punto de vista metodológico riguroso. El objeto del presente documento es establecer los mecanismos para la estimación del PIB potencial utilizando tres métodos diferentes, los cuales generalmente se han empleado en trabajos empíricos de otros países. Los métodos empleados para la estimación del PIB potencial o la gap en Guatemala coinciden con las metodologías discutidas en el Dupasquier, Guay y St-Amant (1997). Aunque autores como Yetman (2000), señalan los problemas estadísticos para estimar de forma acertada el PIB potencial<sup>3</sup>, es reconocida la necesidad de contar con aproximaciones de dicha variable. En esta dirección, las estimaciones para Guatemala fueron efectuadas por tres métodos diferentes.

\*\* Ambos autores son economistas y laboran en el Banco de Guatemala, en el Departamento de Investigaciones Económicas.

<sup>1</sup> El Banco de Canadá, desde principio de la década de los 90; el Banco de Chile, hace unos años atrás; recientemente, el Banco de Brasil y el Banco de México. Otros bancos están ahora en una etapa inicial o de evaluación del esquema, con miras a su futura puesta en marcha.

<sup>2</sup> *La situación macroeconómica en Guatemala: evaluación y recomendaciones sobre política monetaria y cambiaria* (2000).

<sup>3</sup> J. Yetman (2000) define tres probables respuestas de las autoridades monetarias al utilizar las estimaciones del PIB potencial en un ambiente de incertidumbre. Primero, ignorar la incertidumbre y seguir una política como si se conociera el PIB potencial con certeza. Segundo, actuar conservadoramente ante la incertidumbre; esto implica conducir una política menos agresiva a la hecha con certidumbre del producto. Tercero, probar o experimentar, lo cual supone que las autoridades monetarias usen su política activamente, para aprender acerca del nivel del producto potencial.

En el primero se utiliza el **filtro de Hodrick-Prescott (HP)**. Este método de extracción del componente permanente de una serie univariada, se estimó para el período 1950-1999. Se utilizaron datos anuales para lograr un mejor ajuste. Se presentan resultados comprendidos entre 1970-1999. El segundo método trabajado es el de la **función de producción**, para una serie de 1976 a 1999, donde el mayor desafío fue la construcción de las series de stock de capital y trabajo, ajustadas por un índice de calidad para cada factor. En el tercer método, se utilizó la metodología propuesta por **Blanchard y Quah (1989)** para la estimación del componente permanente de una serie temporal; esta consiste en la estimación de un vector autorregresivo (VAR) estructural bivariado, con restricciones de largo plazo. Para el caso guatemalteco, tomamos una serie trimestral comprendida de 1987 a 1999; las variables consideradas en el VAR fueron: el logaritmo del PIB y del medio circulante (M1); en primera diferencia, ambas variables.

El capítulo 1 presenta los resultados de las estimaciones con el filtro HP, el cual es de fácil estimación. Además, se caracteriza por permitir un análisis de series de tiempo univariado. Los alcances se comentan aquí. El capítulo 2 exhibe los resultados de las estimaciones del PIB potencial usando una función de producción Coub-Douglas. Esta metodología mostró algunos inconvenientes debido a la construcción de series del stock de capital y de trabajo. El capítulo 3 expone la estimación de un VAR estructural, con restricciones de largo plazo. La metodología presenta algunas ventajas importantes con respecto a las otras dos desarrolladas en el presente trabajo. Congruente con esto último, las estimaciones señalan una mejor correspondencia entre la brecha del producto obtenida con el VAR y la tasa de inflación; para evaluar esta relación fue útil la causalidad de Granger. Al final se recogen las conclusiones emanadas de este primer esfuerzo serio, realizado en Guatemala, para estimar el PIB potencial.

### 1. Aplicación del filtro Hodrick-Prescot (HP)

El filtro de Hodrick y Prescott es un recurso metodológico de suavizamiento. Actualmente su uso está muy difundido en macroeconomía para estimar el componente de tendencia de largo plazo, de una serie. En el PIB, los determinantes de largo plazo se encuentran en los determinantes de la oferta agregada. Ello significa que lo determinante en el largo plazo de las variaciones del

PIB son factores varios: los cambios tecnológicos, las alteraciones demográficas; la productividad de los factores, los niveles de educación, fertilidad, etc. Estos son, entonces, los determinantes de lo que podría denominarse el «*crecimiento natural*» del PIB. Como estos factores varían lentamente en el largo plazo, el «*crecimiento natural*» del PIB denotará y deberá ser «*suave*». Este crecimiento natural constituye el componente permanente o sea de tendencia, de la serie. En el corto plazo, por otra parte, es la demanda agregada quien determina, principalmente, las variaciones en el PIB. Consecuentemente, tal demanda agregada, genera las fluctuaciones alrededor de su crecimiento natural; esto, a su vez, acarrea desequilibrios temporales en la economía. Estas fluctuaciones en torno a la tendencia constituyen el componente cíclico del PIB. En este contexto, la serie del PIB es la suma de un componente de tendencia, ocasionado por factores de oferta, y de un componente cíclico, determinado, principalmente, por factores de demanda.

Repetimos: el filtro de Hodrick y Prescott (HP) es un método de suavizamiento ampliamente utilizado para estimar el componente de largo plazo o tendencia, de una serie. Supóngase una serie, la serie «Y», a descomponer en su tendencia ((t)) y su componente estacionario (Yt - (t)); el método consiste en la aplicación y desarrollo de la siguiente expresión:

$$(1/T) \sum_{t=1}^T (y_t - \mu_t)^2 + (\lambda/T) \sum_{t=2}^{T-1} [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2$$

El problema estriba en seleccionar la secuencia de ( $\mu_t$ ) que minimice la sumatoria de los cuadrados, en donde  $\lambda$  es una constante arbitraria que refleja el costo  $\lambda$  (la penalización) de incorporar fluctuaciones dentro de la tendencia. Entre mayor sea el valor de  $\lambda$ , mayor será el suavizamiento de la tendencia. Si  $\lambda=0$ , entonces la sumatoria de los cuadrados es mínima, cuando  $Y_t = \mu_t$ . En el otro extremo, si  $\lambda$  la tendencia se aproxima a una tendencia de tiempo lineal. En este trabajo empírico se tomaron los siguientes valores estándar:

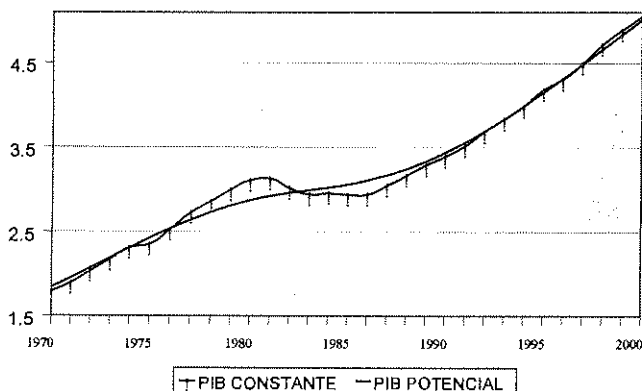
- $\lambda = 100$  para datos anuales
- $\lambda = 1.600$  para datos trimestrales
- $\lambda = 14,400$  para datos mensuales

Estos valores estándar fueron extraídos, como resultantes, de trabajos empíricos en donde se ha demostrado que el ciclo económico de Estados Unidos es de alrededor de ocho años; sin embargo, en la práctica no existe un criterio estadístico para determinar el valor de  $\lambda$ , lo cual constituye una de las principales críticas a este método. En realidad, es muy probable que estos valores

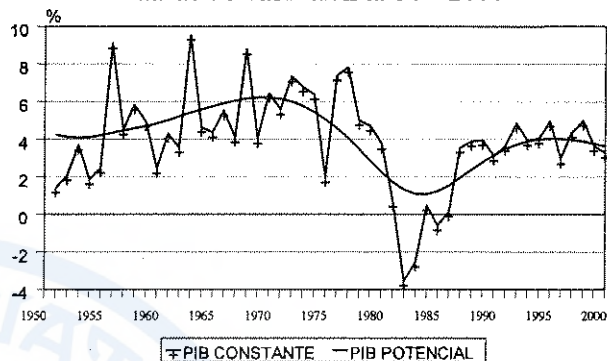
varíen significativamente para cada economía, de conformidad con la duración de su ciclo económico; así también, podría variar para una misma economía en función del tiempo (no todos los ciclos de una economía deben ser de una misma duración a través del tiempo). En Guatemala, los ciclos económicos son más cortos que en Estados Unidos; empero, no existe ningún trabajo sobre la duración del ciclo económico guatemalteco y los correspondientes valores de  $\lambda$ , para la aplicación de este filtro.

El filtro de Hodrick y Prescott fue aplicado a la serie del PIB a precios constantes de Guatemala, para nuestro propósito de estimar el PIB potencial; con datos anuales de 1950 a 2000; por consiguiente, se fijó el valor de  $\lambda = 100$ ; los resultados están en las gráficas No.1 y No.2. La gráfica No.2 representa las tasas de variación. Es muy ilustrativa en cuanto a los períodos durante los cuales el crecimiento económico ha estado por encima y por debajo del PIB potencial. De especial interés es el período 1975-1981, que es el período previo a la crisis de los ochenta, donde se observan tasas superiores a las tasas potenciales; luego la crisis de 1980 a 1986, cuando las tasas registradas son inferiores a las potenciales. En los años más recientes, la gráfica refleja el «sobrecalentamiento» de la economía, percibido en 1998. Finalmente, la deceleración actual, donde se aprecia un crecimiento económico por debajo del potencial. La gráfica No.3 presenta la brecha entre el PIB real y el PIB potencial.

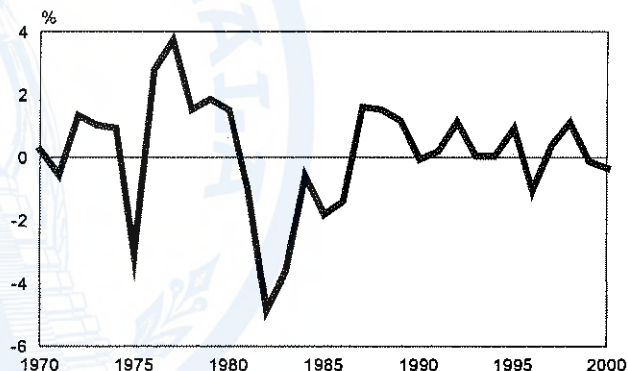
**Gráfica No. 1**  
**PIB constante y PIB potencial**  
**Aplicación del filtro de Hodrick y Prescott**  
**en niveles 1950 - 2000**



**Gráfica No. 2**  
**PIB constante y PIB potencial**  
**Aplicación del filtro de Hodrick y Prescott**  
**Tasas de variación 1950 - 2000**



**Gráfica No. 3**  
**Brecha entre PIB y PIB potencial**



**2. Estimación del producto potencial mediante el método de la función de producción**

La estimación del producto potencial es también posible mediante la utilización y análisis de una función de producción agregada. En la función de producción neoclásica:

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

En donde:

Y = PIB

A = Productividad total de los factores

K = Stock de capital

L = Trabajo

Transformando en logaritmos las variables, en ambos lados de la ecuación, el modelo es linealizado, y si además se asume competencia perfecta, el coeficiente  $\alpha$  representa la participación del capital en la generación del producto, y  $(1 - \alpha)$  la participación del trabajo. Estos coeficientes también representan las elasticidades del producto con respecto a los insumos. Debido a que la productividad total de los factores, es decir, el nivel de tecnología / productividad de la economía, no puede ser obtenida directamente, Solow (1957) demostró que utilizando los valores de la contribución de los factores [alfa y  $(1 - \alpha)$ ] sí es posible obtener estimaciones de la productividad total de los factores; esta, tal como se dijo, representa el nivel de tecnología / productividad de una economía; este concepto es conocido como el «residuo de Solow».

Con el propósito de mejorar el cálculo de la productividad de los factores, en el presente estudio se construyeron indicadores de calidad; mediante estos es posible registrar, a través del tiempo, no solo el cambio en cantidad de los factores capital y trabajo, sino también los cambios en su calidad. Los cambios en calidad de los factores de producción pueden hacer de los mismos, de mayor o menor productividad. Por ejemplo, en el caso del factor trabajo, un aumento en su calidad sería el resultado de un mayor nivel educativo de la población, por cuanto ello permitiría ser más productiva y por ende obtener superiores ingresos. En nuestro caso, aun asumiendo que la fuerza de trabajo no crezca de un período a otro, su importante contribución a la producción sobre la base de una mayor productividad se vería reflejada en un ponderador de calidad más alto, que constituiría el índice de calidad. Por consiguiente, los indicadores de calidad, tanto para el capital como para el trabajo, son ponderadores que al aumentar (o disminuir) afectan directamente la aportación de cada factor a la producción. Entonces, a partir de aquí, la función de producción redefinida queda así:

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

En donde:

$z$  = índice de calidad del capital

$h$  = índice de calidad del trabajo

## 2.1 Estimación de la función de producción para Guatemala

La función de producción Cobb-Douglas, ajustada por calidad presentada anteriormente, fue estimada para Guatemala. A continuación se describe la forma de construir los indicadores de calidad para el trabajo y el capital, y la metodología de cálculo del stock de capital.

### 2.1.1 Índice de calidad del trabajo

Con el propósito de mejorar la estimación de la productividad total de los factores, se estimó un índice de calidad, que permitirá evaluar de mejor manera la contribución de los factores a la producción a lo largo del tiempo.

De acuerdo a Roldos (1997), el índice de calidad del trabajo se define como un promedio ponderado del trabajo, con diferentes niveles de educación:

$$h_t = \Phi(L_1, L_2, \dots, L_n) = \sum_j w_j (L_j / L)$$

En donde:

- ht = índice de calidad del trabajo
- L = empleo total (número de trabajadores)
- Lj = empleo por actividad económica (industria, agricultura, etc.)
- wj = salarios relativos

Guatemala carece de una encuesta formal de empleo. Por lo tanto, para el cálculo del índice, se recurrió a la información del Instituto Guatemalteco de Seguridad Social (IGSS); esto significa que los datos solo corresponden a los trabajadores afiliados al seguro social. Ello, aunque no constituye una muestra ajustada a los rigores de la teoría del muestreo, no deja otra alternativa.

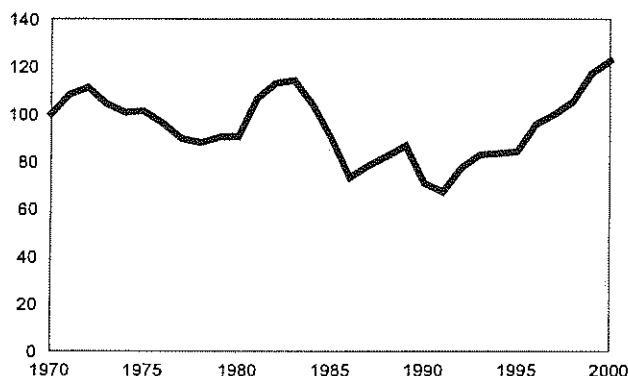
El índice fue elaborado de forma anual, de 1971 a 2000. Se tomó en cuenta el número total de trabajadores, clasificados en ocho actividades económicas:

- \* agricultura, silvicultura, caza y pesca;
- \* explotación de minas y canteras;
- \* industria manufacturera;
- \* construcción;
- \* electricidad, agua y servicios sanitarios;
- \* comercio;

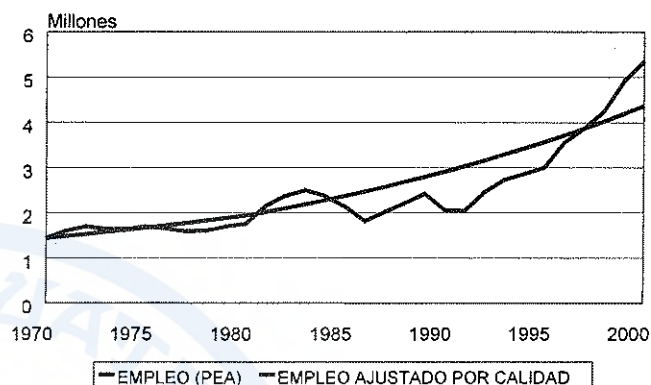
- \* transporte almacenamiento y comunicaciones, y
- \* servicios.

Los salarios corresponden a promedios reales, total del año y clasificados por actividad económica (en la misma forma, del número de trabajadores). En este contexto, los salarios reales constituyen el indicador de productividad, ponderados de acuerdo con la proporción de trabajadores que devenga ese salario en la economía. De acuerdo con lo expresado en la gráfica número 4, la calidad del trabajo no ha mejorado substancialmente en el período bajo estudio. Cabe destacar que aun cuando los salarios reales promedio, en algunas actividades económicas han mejorado notablemente (el caso de explotación de minas y canteras), la proporción de trabajadores ubicados en esos mercados laborales específicos es pequeña. Por otra parte, la mayor proporción de trabajadores está ubicada en actividades agropecuarias y comerciales (un poco más del 40%). Estas actividades requieren una menor calificación laboral y por consiguiente son consideradas como de menor productividad. Además, los salarios reales son menores. Esto es un impedimento para que, pese al dinamismo de algunos sectores económicos, el índice de calidad del trabajo no muestre un crecimiento importante en el curso del período; esto es congruente con la afirmación de Sebastián Edwards (2000) cuando señala que el crecimiento de la productividad en Guatemala, ha sido «mediocre», en los últimos años. Sin embargo, se observa, año con año, una constante disminución de la proporción de trabajadores empleados en actividades agropecuarias, silvícolas y de caza.

**Gráfica No. 4**  
**Índice de calidad del empleo en Guatemala**  
**1970-2000**



**Gráfica No. 5**  
**Guatemala: empleo (PEA) y empleo ajustado**  
**por calidad**  
**(1970-2000)**



Es interesante advertir cómo, durante el período 1982-1995, la persistente disminución de los salarios reales afecta negativamente al índice de calidad del trabajo y, en consecuencia, a la serie del trabajo ajustada (Gráfica No. 5). No obstante, cabe observar que esta tendencia se revierte después de 1996; de donde se colige que el índice de calidad afecta positivamente a la serie del trabajo. Lo anterior significa que la producción crece no solo basada en el aumento cuantitativo del factor, sino también, en razón del aumento de su productividad.

### 2.1.2 Índice de calidad del capital

Este índice de calidad fue construido para la serie 1976-1999, con la valiosa información de la Sección de Cuentas Nacionales del Banco de Guatemala. Para elaborar el indicador se dividió el stock de capital en cuatro rubros:

- \* construcción privada y pública;
- \* bienes de capital importados y del Gobierno;
- \* bienes de capital producidos en el país, y
- \* mejoras de tierras y cultivos permanentes.

El índice es un promedio ponderado de la calidad del capital acumulado. Los pesos de ponderación son las tasas de renta relativas, similares a las utilizadas por Roldos (1997). El índice logarítmico  $z$  defínese por la siguiente expresión:

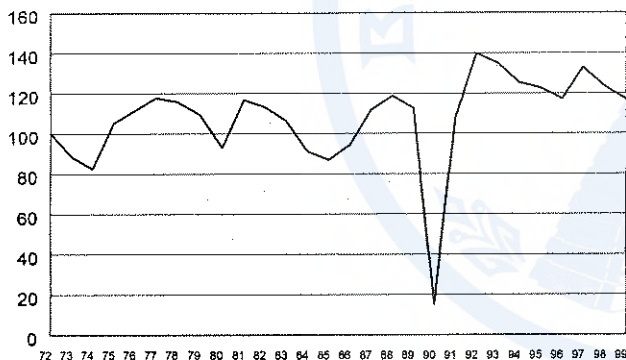
$$-\log z(t-1) = \sum_i v_i [\log K_i(t-1) - \log K_i(t-2)] - [\log K(t-1) - \log K(t-2)]$$

donde las ponderaciones son las tasas de renta relativas del capital. El stock de capital se estimó con datos disponibles en el Banco Central desde 1960. Las tasas de renta relativas fueron estimadas partiendo de la relación de arbitraje:

$$R_i(t) = [1 + r(t)]P_i(t) - (1 - \delta)P_i(t+1)$$

donde R es la tasa de renta, P es el precio,  $\delta$  es la tasa de depreciación de cada bien de capital y r la tasa de interés real de la economía. El precio (p) es el deflator implícito de los bienes de capital de forma desagregada; a modo de reducir el efecto de la volatilidad del tipo de cambio real, se utilizó un precio relativo de cada rubro de capital con respecto al deflator del PIB, y un promedio móvil de tres años. La gráfica 6 expone los resultados de los cálculos del índice Z; puede apreciarse una fuerte caída en el año 1990, asociada a la considerable disminución de las importaciones de bienes de capital en ese año.

**Gráfica No. 6**  
**Índice de calidad del capital**  
**Período 1972-1999**



### 2.1.3 Estimación del saldo de capital acumulado

El cálculo del insumo capital en la función de producción, deviene de datos sobre el stock de capital, a precios corrientes, disponible en el Banco Central, empleando el método de inventario permanente; fue actualizándose con la información de la formación geográfica de capital.

Para calcular el stock neto de capital se aplicaron tasas de depreciación diferenciadas. Se determinaron estas considerando básicamente criterios de expertos y tomando

en cuenta la experiencia internacional en este tipo de medición. Para la construcción privada y pública (excluyendo construcción residencial) se aplicó una tasa de depreciación del 5%; la importación de bienes de capital y de Gobierno se depreció, para el período 1970-1990, asumiendo una vida útil de 15 años; para el período restante, una vida útil de 10 años; a los bienes de capital producidos en el país, por básicamente herramientas de trabajo, la tasa de depreciación aplicada fue de 20% anual. A la mejora de tierras y cultivos permanentes, la vida útil estimada fue de 6 años; esto es congruente con la vida útil de los cultivos de café y de caña de azúcar, los principales cultivos permanentes en Guatemala. Las depreciaciones fueron aplicadas a precios corrientes; luego, mediante deflatores implícitos, las series de datos fueron llevadas a precios constantes.

### 2.2 Función de producción agregada para Guatemala

Para calcular producto potencial de Guatemala se trabajó sobre una función de producción Cobb-Douglas, con datos anuales para el período 1976-1999. Desdichadamente no fue posible estimar datos de capital acumulado para los años previos. Con propósitos experimentales, primero se estimó la regresión sin ajustar los factores por calidad, en la siguiente forma:

$$\ln PIB_t = \beta_0 + \beta_1 \ln K_t + \beta_2 \ln L_t + \beta_3 DUMMY82$$

Una variable dummy fue agregada, en atención a la recesión de 1982 a 1985. El resultado fue el siguiente:

**Regresión No. 1**

Dependent Variable: LPIB  
Method: Least Squares  
Date: 02/27/01 Time: 17:38  
Sample: 1976-1999  
Included observations: 24

Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.288539	1.635093	0.176466	0.8617
LK	0.282330	0.073742	3.828628	0.0010
LL	0.726644	0.050611	14.35756	0.0000
DUMMY82	-0.113717	0.034279	-3.317437	0.0034
R-squared	0.936009	Mean dependent var		15.03472
Adjusted R-squared	0.926410	S.D. dependent var		0.183602
S.E. of regression	0.049806	Akaike info criterion		-3.010332
Sum squared resid	0.049614	Schwarz criterion		-2.813990
Log likelihood	40.12399	F-statistic		97.51478
Durbin-Watson stat	0.595028	Prob(F-statistic)		0.000000



Los hallazgos son muy interesantes. En la regresión No. 1, todas las variables resultan significativas en el modelo. Este, de acuerdo al R2, explica las variaciones de la variable dependiente en alrededor de un 93%. Además, de conformidad con el estadístico F, el modelo en su conjunto es estadísticamente representativo. No obstante, la regresión viola algunos de los supuestos del modelo clásico. Aparecen algunos problemas de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad, lo cual denota que los estimadores son insesgados pero sin varianza mínima; es decir, no son eficientes. Esto no solo genera estimaciones por intervalo muy amplias, sino que además puede invalidar las pruebas t de significancia.

Al margen de esta problemática, es importante destacar que a pesar de que la regresión se corrió sin imponer la restricción de retornos constantes a escala ( $\beta_1 + \beta_2 = 1$ ), los coeficientes cumplen la condición de sumar 1 ( $0.282 + 0.726 = 1.008$ ); es decir, presentan retornos constantes a escala y reflejan además un proceso productivo intensivo en trabajo, congruente con la economía guatemalteca. Desdichadamente, tal como señalamos antes, los estimadores no cumplen con todos los supuestos del teorema Gauss-Markov. Por consiguiente, carecen de las propiedades MELI (Mejores Estimadores Lineales e Insesgados).

El modelo fue corrido de nuevo pero esta vez utilizando las variables capital (K) y trabajo (L) ajustadas por los índices de calidad, con la siguiente notación:

K1= stock de capital ajustado por calidad  
L1= trabajo ajustado por calidad

Adicionalmente, en esta regresión se incluyó una variable de tendencia para todo el período:

$$\ln PIB_t = \beta_0 + \beta_1 \ln K1_t + \beta_2 \ln L1_t + \beta_3 DUMMY82 + \beta_4 TREND$$

Los resultados de la nueva regresión fueron los siguientes:

## Regresión 2

Dependent Variable: LPIB  
Method: Least Squares  
Date: 02/27/01 Time: 18:36  
Sample: 1976 1999  
Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.989515	0.898714	11.11535	0.0000
LK1	0.029750	0.018860	1.577387	0.1312
LL1	0.305771	0.067529	4.528016	0.0002
DUMMY82	-0.102470	0.026097	-3.926489	0.0009
TREND	0.011969	0.003171	3.774901	0.0013
R-squared	0.957884	Mean dependent var		15.03472
Adjusted R-squared	0.949017	S.D. dependent var		0.183602
S.E. of regression	0.041456	Akaike info criterion		-3.345309
Sum squared resid	0.032654	Schwarz criterion		-3.099881
Log likelihood	45.14371	F-statistic		108.0334
Durbin-Watson stat	0.870556	Prob(F-statistic)		0.000000

Ahora observamos, en la regresión No.2, que la bondad del ajuste es muy buena (95%); tenemos un modelo significativo en su conjunto de acuerdo al estadístico F. Todas las variables, en forma individual, son estadísticamente significativas, según el estadístico t (el coeficiente del stock de capital ajustado lo es al 13% de significancia; el cual, si bien no deja de ser un poco bajo, puede considerarse aceptable empíricamente).

Los coeficientes del capital y del trabajo ajustado suman menos de uno (0.33), significativos de rendimientos decrecientes a escala. La ventaja de esta regresión, respecto a la anterior, es la no violación de ninguno de los supuestos del modelo clásico y, por consiguiente, es doble afirmar que los estimadores pueden considerarse MELI.

Con respecto a la contribución de los factores a la producción, esta puede medirse como proporciones, de la siguiente forma:

$\beta_1 / (\beta_1 + \beta_2)$  = Contribución proporcional del factor capital a la producción; luego, al restar de uno (1) obtenemos la contribución proporcional del factor trabajo. Con los datos obtenidos en la regresión anterior, se tiene que el capital contribuye en aproximadamente 9% y el trabajo en 91%. Estas proporciones, consistentes por demás con los resultados obtenidos en la primera regresión, indican que la función de producción agregada en Guatemala es intensiva en trabajo.

### 2.3 Estimación del PIB potencial

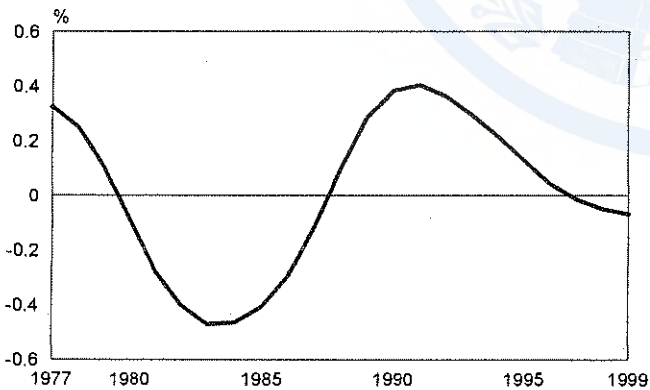
De acuerdo con la exposición presentada al inicio de este capítulo, la productividad total de los factores (PTF) o residuo de Solow, puede ser obtenida recurriendo a la estimación de los coeficientes de los factores de una función de tipo Cobb-Douglas, tal como lo hicimos en el apartado anterior. La TPF resulta de la diferencia entre el PIB y la suma de los factores (capital y trabajo) corregidos por calidad, ponderados por los coeficientes estimados en la regresión 2. La serie de TPF así obtenida debe entonces ser «purificada» por el filtro de Hodrick y Prescott, a fin de eliminar el componente cíclico.

La estimación del producto potencial, entonces, viene a ser la suma algebraica de las tasas de crecimiento de la TPF (debidamente filtradas), las tasas de los insumos capital y trabajo, los cuales también deben ser filtrados, con el objeto de evitar la transmisión de su componente cíclico a la estimación del PIB potencial.

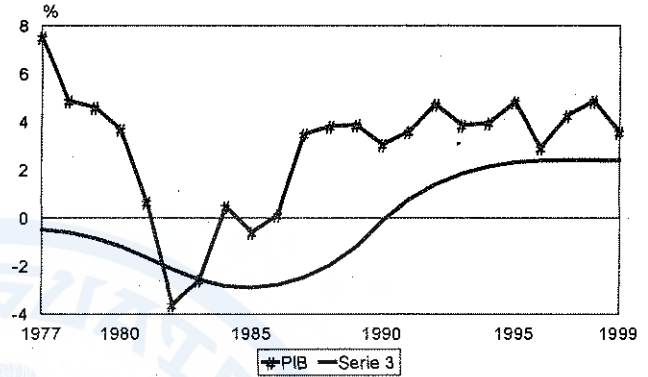
La aplicación del método anteriormente descrito, arrojó para Guatemala los siguientes resultados (gráficas 8,9,10):

**Gráfica No. 8**

**Tasa de variación de la productividad total de los factores**

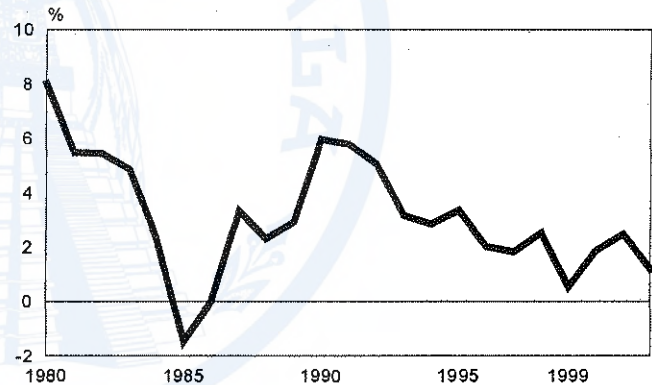


**Gráfica No. 9**  
**PIB y PIB potencial**  
**Tasas de variación**



**Gráfica No. 10**

**Brecha entre PIB y PIB potencial**



Es interesante observar (Gráfica No. 10) cómo la brecha entre el PIB real y el PIB potencial tiende a reducirse en los últimos años del período considerado. Esto, intuitivamente, guarda consistencia con la reducción de la tasa de inflación registrada a finales de los noventa. Por otra parte, los períodos en los que la brecha es más amplia se dan alrededor de los años donde se han registrado las mayores tasas de inflación (por ejemplo, 1990-91).

### 3. VAR estructural con restricciones de largo plazo

#### 3.1 Marco conceptual<sup>4</sup>

Un método de reciente difusión para la estimación del producto potencial es el propuesto por Blanchard y Quah (BQ, 1989). Los autores interpretan las fluctuaciones del Producto Nacional Bruto (PNB) y el desempleo, como una consecuencia de dos perturbaciones básicas: «shocks» que tienen un efecto permanente sobre el producto, interpretados como perturbaciones de oferta, y shocks con un efecto temporal, interpretados como perturbaciones de demanda sobre el empleo y el producto. Scacciavillani y Swagel (1999), señalan que esta metodología combina aspectos de la tradición keynesiana y la neoclásica, explorando la relación estadística de las variables y distinguiéndola entre movimientos permanentes y temporales. Los supuestos básicos son: hay dos tipos de shocks que afectan el desempleo y el producto. El primero no tiene efecto de largo plazo sobre las variables en estudio; el segundo no tiene efecto de largo plazo sobre el desempleo, pero puede tenerlo de largo plazo, sobre el PNB. Por último, las perturbaciones no están correlacionados serialmente.

El vector autorregresivo es estructural porque identifica restricciones que son impuestas en el largo plazo a los efectos de shocks sobre el PNB y la tasa de desempleo. Brevemente, el método se describe así<sup>5</sup>: el interés particular de este trabajo es descomponer una secuencia  $I(1)$  - $Y_t$  en su componente permanente y temporal, para distinguir entre varias fuentes de fluctuaciones del producto; se aplica un VAR estructural bivariado. Es asumido que la tasa de crecimiento del producto  $\Delta Y_t$  y la tasa de crecimiento de  $M1$  - $\Delta M1_t$ - siguen un proceso estacionario estocástico que responde a dos tipos de shocks ortogonales no autocorrelacionados. El modelo estructural puede ser escrito como una representación de media móvil:

$$\Delta Y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) \epsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \epsilon_{2t-k} \quad (2.3.1)$$

$$\Delta M1_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k) \epsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k) \epsilon_{2t-k} \quad (2.3.2)$$

donde  $\epsilon_{1t}$  y  $\epsilon_{2t}$  son residuos independientes ruido blanco y varianza constante. Por simplicidad la varianza es normalizada a  $\text{var}(\epsilon_{1t}) = \text{var}(\epsilon_{2t}) = 1$ . Por lo tanto, significa que la matriz de varianzas y covarianzas es identidad  $2 \times 2$ .

Como señala Enders (1995) la clave para descomponer la serie del producto en su tendencia y el componente irregular, es asumir que una de las innovaciones tiene efecto temporal sobre  $Y_t$ . Es la dicotomía entre efectos transitorios y efectos permanentes, que permite la completa identificación de las perturbaciones estructurales partiendo de un VAR estimado o de forma reducida. En este sentido, se asume que los shocks de demanda no tienen efecto de largo plazo sobre el producto.

Ello implica que el efecto acumulado de un shock  $\epsilon_{1t}$  sobre el  $\Delta Y_t$  debe ser igual a cero. Por lo tanto, el primer término del lado derecho de la ecuación (2.3.1) debe ser igual a cero.

Entonces los shocks del lado de la demanda y del de la oferta son no observados y el problema consiste en recobrarlos de un VAR estimado. Dado que las variables en estudio son  $I(0)$ , sabemos que existe un VAR de la forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta M1_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta M1_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.3.3)$$

El problema crítico de los residuos del VAR es que están compuestos de innovaciones puras  $\epsilon_{1t}$  y  $\epsilon_{2t}$ . El error de pronóstico un período adelante de las respectivas variables, está dado por el vector columna  $e_t$ ; por ejemplo,  $e_{1t} = \Delta Y_t - E_{t-1} \Delta Y_t$ . De (3.2.1) y de (3.2.2) se puede escribir las representaciones de los errores de pronóstico un período adelante:

$$e_{1t} = c_{11}(0) \epsilon_{1t} + c_{12}(0) \epsilon_{2t} \quad (2.3.4)$$

$$e_{2t} = c_{21}(0) \epsilon_{1t} + c_{22}(0) \epsilon_{2t} \quad (2.3.5)$$

<sup>4</sup> Para un estudio más amplio sobre las técnicas de VAR consulte Enders (1995) págs. 294-353; una discusión más profunda se encuentra en Hamilton (1994) págs. 291-350.

<sup>5</sup> La secuencia de pasos y notación fue tomada de Enders (1995). Se modificó únicamente la segunda variable, ya que para el caso particular de Guatemala se considera la primera diferencia del logaritmo del  $M1$ .

Si los coeficientes  $c_{ij}(0)$  fueran conocidos, sería posible recobrar  $\epsilon_{1t}$  y de los residuos  $\epsilon_{2t}$  de (2.3.3). Blanchard y Quah muestran que la relación entre (2.3.3) y la representación (2.3.1) y (2.3.2) más la restricción de que los shocks de demanda no afectan al PIB real en el largo plazo, produce cuatro restricciones útiles para identificar los valores de los coeficientes  $c_{ij}(0)$ <sup>6</sup>; de aquí resulta un sistema no lineal de cuatro ecuaciones y cuatro variables.

Luego de este breve marco conceptual analítico de la metodología de descomposición de Blanchard y Quah, presentamos los pasos propuestos por Enders (1995) para la aplicación empírica de la técnicas:

**a. Estimación del VAR de forma reducida.** Para las variables seleccionadas, se prueban tendencia tiempo y raíz unitaria. En el caso de que la variable a descomponer no sea  $I(1)$ , carece de sentido continuar con el proceso. Después se transforman las variables hasta convertirlas en series  $I(0)$ . Aplicando criterios de información (Akaike y Scharz) encontramos la cantidad de rezagos aceptable para la estimación del VAR de forma reducida. El último paso en esta etapa consiste en chequear los residuos del VAR estimado, los cuales deben pasar la prueba de que cumplen un proceso ruido blanco.

**b. Determinación de las innovaciones puras.** Mediante el uso de los residuos del VAR estimado, se calcula la matriz de varianzas y covarianzas; asimismo, se calculan las sumatorias:

$$1 - \sum_{k=0}^p a_{22}(k) \text{ y } \sum_{k=0}^p a_{12}(k) \quad (3.2.6)$$

donde  $p$ = número de rezagos usados en el VAR estimado y representan los coeficientes de las respectivas variables explicativas. Hechos estos cálculos, procede encontrar los valores de los cuatro  $c_{ij}(0)$ , de las cuatro restricciones identificadas; a saber:

$$\text{Var}(e_2) = c_{21}(0)^2 + c_{22}(0)^2 \quad (3.2.7)$$

$$\text{Cov}(e_1, e_2) = c_{11}(0)c_{21}(0) + c_{12}(0)c_{22}(0)$$

$$0 = c_{11}(0) \left[ 1 - \sum_{k=0}^p a_{22}(k) \right] + c_{21}(0) \sum_{k=0}^p a_{12}(k)$$

<sup>6</sup> Para una discusión de esas restricciones ver Enders (1995).

Dados los valores  $c_{ij}(0)$  y los residuos del VAR estimado, la serie completa de  $\epsilon_{1t}$  y  $\epsilon_{2t}$  puede ser identificada resolviendo el sistema de ecuaciones de los residuos:

$$e_{1t-i} = c_{11}(0) \epsilon_{1t-i} + c_{12}(0) \epsilon_{2t-i} \quad (3.2.8)$$

$$e_{2t-i} = c_{21}(0) \epsilon_{1t-i} + c_{22}(0) \epsilon_{2t-i} \quad (3.2.9)$$

**c. Estimación del PIB potencial.** De la resolución del sistema de ecuaciones no lineales planteado int supra, se obtiene un cuarteto de soluciones, de las cuales se escoge la que mejor se adecua a la teoría económica. En este paso es preciso obtener las funciones impulso-respuesta de los verdaderos shocks ya identificados en el modelo  $\epsilon_{1t}$  y  $\epsilon_{2t}$ . Por último, para calcular del PIB potencial nos sirve la ecuación (2.3.1), y considerando que el primer término del lado derecho no tiene efecto en el largo plazo sobre  $\Delta Y_t$ , la ecuación del PIB potencial se puede escribir de la siguiente manera:

$$\Delta Y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \epsilon_{2t-k} \quad (3.2.10)$$

### 3.2 Resultados empíricos de la aplicación de la metodología de Blanchard y Quah

Esta sección muestra los resultados empíricos obtenidos para Guatemala mediante la aplicación de la metodología BQ. Para ello se introdujeron algunos cambios importantes. Los autores utilizan un VAR estructural bivariado, donde las variables son: el logaritmo del PNB en primera diferencia y el logaritmo de la tasa de desempleo. En el experimento empírico para Guatemala se utilizó el logaritmo del agregado monetario M1 en primera diferencia; esto, debido a la carencia de información periódica anual sobre el desempleo y a la inexistencia de estadísticas trimestrales. De esta manera, la estimación para la economía guatemalteca es semejante a la realizada por Scacciavillani y Swagel (1999) para Israel. Allí emplean el crecimiento del PIB y la tasa de inflación<sup>7</sup>. La información para esta investigación se refiere al PIB real trimestral<sup>8</sup> y al medio circulante (M1)

<sup>7</sup> En el caso guatemalteco, estamos utilizando la tasa de crecimiento de M1 en lugar de la inflación; ello resulta razonable bajo el supuesto de que el medio circulante es el agregado monetario relevante para explicar la inflación subyacente de la economía.

<sup>8</sup> Serie estadística no oficial con datos del Departamento de Estadísticas Económicas del Banco de Guatemala.

para el período 1987:1-1999:4; los pasos conducentes a la estimación del PIB potencial son los sugeridos en la sección anterior. Los resultados obtenidos serán comentados detalladamente en los párrafos siguientes.

a. **Estimación del VAR de forma reducida.** Es condición indispensable para aplicar la metodología BQ, que el PIB sea una serie temporal integrada de orden uno; es decir, que la primera diferencia de dicha variable siga un proceso estacionario estocástico. En este sentido, el primer paso es llevar a cabo una prueba de raíz unitaria sobre dicha variable PIB y el M1. Las series son expresadas en logaritmos y en términos reales y nominales, respectivamente. La prueba de raíz unitaria sobre estacionaridad consiste en probar el coeficiente, en la siguiente ecuación:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \xi_t \quad (3.2.11)$$

donde  $\beta_1$  es la constante y  $\alpha_i$  el coeficiente de las diferencias de  $Y_t$  rezagadas  $p$  períodos; esta prueba es conocida como la prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF), que algunos utilizan con tendencia, pero para nuestro caso en estudio es como se presenta en este documento.

**Cuadro 1**  
Estadístico ADF para el logaritmo del PIB en primera diferencia

Test estadístico ADF	-8.004195	1% valor crítico*	-3.5682
		5% valor crítico	-2.9215
		10% valor crítico	-2.5983

\*Valores críticos de MacKinnon para rechazar hipótesis de raíz unitaria.

El valor absoluto del estadístico ADF es mayor que cualquiera de los valores críticos; por tanto se rechaza la hipótesis de que  $\delta = 0$ . Entonces, por ende, la serie del logaritmo del PIB en primera diferencia no presenta raíz unitaria, denotando así que es estacionaria. Similar prueba fue aplicada a la serie del logaritmo de M1 en primera diferencia. Se concluye que esta también es estacionaria.

**Cuadro 2**  
Estadístico ADF para el logaritmo de M1 en primera diferencia

Test estadístico ADF	-7.638477	1% valor crítico *	-3.5653
		5% valor crítico	-2.9202
		10% valor crítico	-2.5977

\* Valores críticos de MacKinnon para rechazar hipótesis de raíz unitaria.

Luego de corroborar que las series de la primera diferencia del producto y M1 son  $I(0)$ , procedimos a estimar el VAR de forma reducida. Encontramos que, de acuerdo al criterio de información de Schwarz  $SC^9$ , la amplitud adecuada de rezagos es de cuatro. Los valores aparecen en el recuadro inferior, apreciándose que el valor se minimiza en el modelo con cuatro rezagos. Por consiguiente, el modelo seleccionado es un VAR bivariado de orden cuatro. Con relación a la hipótesis de ruido blanco de los residuos del VAR seleccionado, esta no fue rechazada. Para ello se utilizó el estadístico Q de Ljung-Box.

**Cuadro 3**  
Criterio de información de Schwarz  
Criterio de Schwarz con 4 rezagos

Criterio de Schwarz con 4 rezagos	-9.855116
Criterio de Schwarz con 8 rezagos	-9.299024
Criterio de Schwarz con 12 rezagos	-8.654253

El modelo seleccionado puede escribirse de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} DLP_{1t} \\ DLM_{1t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ b_{11} & b_{12} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DLP_{1,t-1} \\ DLM_{1,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{41} & a_{42} \\ b_{41} & b_{42} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DLP_{1,t-4} \\ DLM_{1,t-4} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (3.2.12)$$

<sup>9</sup> Aunque este criterio tiende a subestimar el número de rezagos utilizados en el VAR, resulta que modelos obtenidos con SC proporcionan mejores pronósticos que los obtenidos con otros criterios para muestras pequeñas, Lütkepohl (1993) págs. 136-138.

El coeficiente  $\alpha_j$  representa el coeficiente de la variable explicativa j (j=1=2) en el rezago i.

**Cuadro 4**  
Estimación del VAR de forma reducida

REZAGO	DLPiB	DLM1
DLPiB(-1)	0.436745 (0.15759) (2.77148)	0.818081 (1.81867) (0.44982)
DLPiB(-2)	-0.488924 (0.16578) (-2.94927)	-1.111881 (1.91322) (-0.58116)
DLPiB(-3)	-0.222284 (0.16700) (-1.33101)	1.422281 (1.92737) (0.73794)
DLPiB(-4)	-0.039322 (0.12996) (-0.30256)	-0.932282 (1.49990) (-0.62156)
DLM1(-1)	0.014652 (0.01266) (1.15698)	0.002779 (0.14616) (0.01901)
DLM1(-2)	0.014776 (0.01300) (1.13645)	-0.219737 (0.15005) (-1.46441)
DLM1(-3)	0.005696 (0.01207) (0.47179)	-0.079266 (0.13934) (-0.56888)
DLM1(-4)	0.015426 (0.01205) (1.28048)	0.374432 (0.13904) (2.69305)
C	0.010419 (0.00266) (3.91273)	0.042074 (0.03073) (1.36908)

Nota: Los números en la parte inferior de los coeficientes (entre paréntesis) representan la desviación estándar y el valor t estadístico respectivamente.

**b Determinación de las innovaciones puras.** La matriz de varianzas y covarianzas de los residuos del VAR estimado es la siguiente:

$$\Sigma^e \begin{bmatrix} 0.000176 & 0.0000902 \\ 0.0000902 & 0.0002344 \end{bmatrix} \quad (3.2.13)$$

Dada la matriz se calculó la sumatoria de los coeficientes de DLM1 para la primera y segunda regresión. Es decir, se calcularon los términos que es posible conocer previo a resolver el sistema no lineal de cuatro ecuaciones presentado con anterioridad. El resultado fue:

$$\begin{aligned} a_{12} + a_{22} + a_{32} + a_{42} &= 0.05055 \\ 1 - b_{12} - b_{22} - b_{32} - b_{42} &= 0.921792 \end{aligned} \quad (3.2.14)$$

Luego, se sustituyeron los valores de (3.2.13) y (3.2.14) en el sistema de cuatro ecuaciones no lineales y cuatro variables de (3.2.7). El sistema queda de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} 0.000176 &= c_{11}(0)^2 + c_{12}(0)^2 \\ 0.002344 &= c_{21}(0)^2 + c_{22}(0)^2 \\ 0.0000902 &= c_{11}(0)c_{21}(0) + c_{12}(0)c_{22}(0) \\ 0 &= 0.921792c_{11}(0) + 0.05055c_{21}(0) \end{aligned} \quad (3.2.15)$$

Es indispensable resolver este sistema a fin de encontrar las verdaderas innovaciones necesarias para encontrar el PIB potencial. Considerando que es un sistema no lineal cuadrático, el conjunto de soluciones para las  $c_{ij}$  será de cuatro resultados posibles<sup>10</sup>. En este sentido, se seleccionó el conjunto de soluciones que producía la función de impulso-respuesta, consistente con la teoría económica.

$$c_{ij}(0) = \begin{bmatrix} -0.00250 & 0.0141 \\ -0.0462 & -0.0146 \end{bmatrix} \text{ donde } i=j=1,2$$

<sup>10</sup> El sistema se resolvió a través del método de Newton, usando el paquete MATLAB. Los insumos principales son: un vector F, que define el conjunto de funciones del sistema; las derivadas parciales en la forma de una matriz jacobiana y las aproximaciones iniciales de las n variables del sistema. El programa se presenta anexo al final del trabajo.

El conjunto de soluciones seleccionado corresponde a la primera solución posible. Con estos coeficientes y conociendo la secuencia completa de los residuos obtenidos en la estimación del VAR, resolvimos el sistema de dos ecuaciones y dos variables de (3.2.8) y (3.2.9), a fin de obtener la secuencia completa para las verdaderas innovaciones del sistema. La secuencia de la función impulso-respuesta fue calculada tanto para el shock de oferta como para el de demanda. Se utilizaron para ello los  $\epsilon_{1,t}$  y  $\epsilon_{2,t}$  recobrados del sistema, a partir de (3.2.8) y (3.2.9). Considerando que la desviación normalizada de los shocks estructurales es (1):

Shock de demanda, como  $\epsilon_{11} = 1$  y  $\epsilon_{21} = 0$

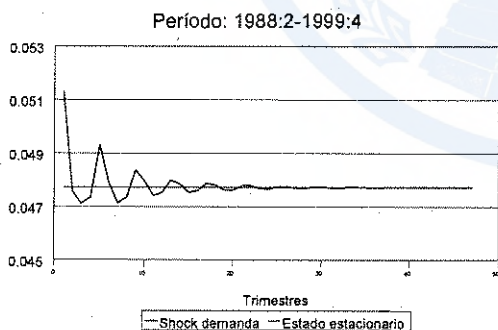
$$\Rightarrow \begin{cases} e_{1t} = c_{11} \epsilon_{1t} \\ e_{2t} = c_{21} \epsilon_{1t} \end{cases} \Rightarrow e_{1t} = 0 \forall t > 1$$

Shock de oferta, como  $\epsilon_{2,1} = 1$  y  $\epsilon_{21} = 0$

$$\Rightarrow \begin{cases} e_{1t} = c_{12} \epsilon_{2t} \\ e_{2t} = c_{22} \epsilon_{2t} \end{cases} \Rightarrow e_{1t} = 0 \forall t > 1$$

Definidos los shocks, obtuvimos el valor del estado estacionario para tener puntos de referencia en la generación de la función impulso-respuesta<sup>11</sup>. A continuación los gráficos generados:

**Gráfica 11**  
**IMPULSO-RESPUESTA LM1**

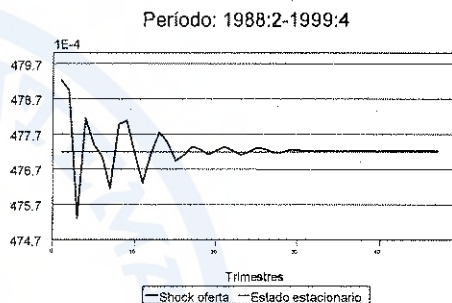


Las perturbaciones dinámicas de demanda impulso-respuesta sobre el logaritmo de M1 y el PIB, están en los gráficos 11 y 12. Ante un shock de demanda se produce un incremento de M1 en el momento inicial; luego, un comportamiento cíclico que se desvanece aproxi-

11 El estado estacionario de las variables DLPB y DLM1 se obtuvo mediante álgebra matricial aplicada al VAR de forma reducida. A esos valores iniciales se les adaptó los shocks definidos arriba.

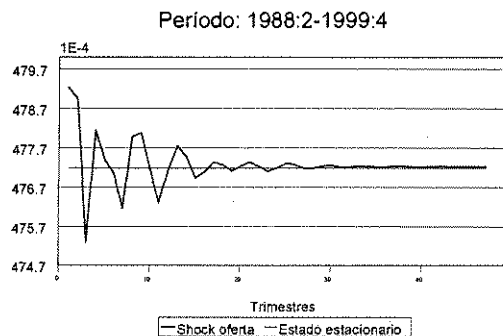
madamente hasta el quinto año. Con relación al PIB la situación es similar, con la diferencia de que esta variable no retorna a su nivel original, sino que produce una situación similar. No obstante, el efecto del shock sobre el PIB es cercano a cero; por tanto, el efecto resulta congruente con la teoría y es similar al observado en trabajos como los de Misas y López (1999) y Scacciavillani y Swagel (1999).

**Gráfica 12**  
**IMPULSO RESPUESTA LPIB**



En los gráficos 13 y 14 se presenta la secuencia de la función impulso-respuesta ante un shock de oferta. El efecto sobre el logaritmo de M1 y del PIB es un incremento en el momento inicial, que después se suaviza, alcanzando un nuevo estado estacionario. Esto es congruente, en el sentido de que perturbaciones de oferta tienen un efecto permanente sobre el nivel del producto y que al incrementarse la actividad económica se da un efecto positivo sobre la cantidad de dinero disponible en la economía. El efecto del shock se estabiliza después de aproximadamente cinco años, con un resultado parecido al encontrado en otros trabajos de esta clase.

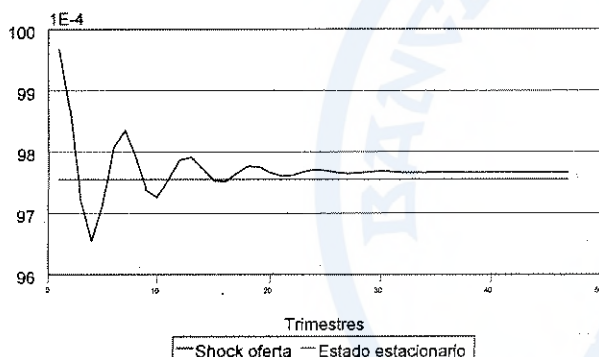
**Gráfica 13**  
**IMPULSO RESPUESTA**



c. **Cálculo del PIB potencial.** La estimación del PIB potencial en este trabajo se hizo por la vía directa; es decir, se calculó el componente permanente directamente de la ecuación (2.3.1). Dado a que el resultado no es más que la variación trimestral del PIB potencial, se procedió a determinar la brecha del producto potencial, estimando de forma indirecta el componente transitorio del producto. La obtención del componente transitorio se calculó restando del PIB real (en diferencias y logaritmos) el componente permanente. Los resultados de la brecha del producto se presentan en la gráfica 14.

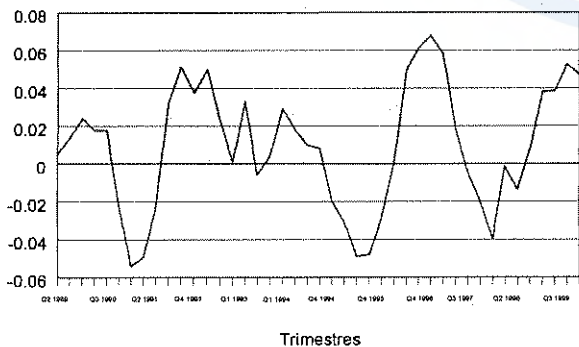
**Gráfica 14**  
**IMPULSO RESPUESTA**

Período: 1988:2-1999:4



**Gráfica 15**  
**BRECHA DEL PRODUCTO**

Período: 1989:2-1999:4



Los resultados obtenidos aplicando la metodología del VAR estructural con restricciones de largo plazo, observables en la gráfica 15, parecen reflejar el comportamiento que

durante la última década ha mostrado la economía guatemalteca: considerando que el componente transitorio del PIB está afectado por fluctuaciones de la demanda, los resultados son consistentes con los hechos ocurridos en la década de los 90. A principios de la década, la economía experimentó un fuerte incremento de precios, atribuible a la inconsistencia de la política observada durante los últimos años de la década anterior, de los 80. Tal inconsistencia obedeció a la falta de coordinación entre la política fiscal y el objetivo de tipo de cambio fijo perseguido por la autoridad monetaria (Morán 2000a). Después del acelerado incremento de precios en 1990 (60%) se produjo un período de estabilización, que incentivó la demanda<sup>12</sup> por el lado interno. La situación se fortaleció por el masivo ingreso de capitales privados al país (Morán 1999b). Estos hechos importantes para la economía nacional se observan con claridad en el período 1991-1994. Entonces, la brecha del producto real estuvo por encima del producto potencial. Por otro lado, la economía estuvo en constantes presiones inflacionarias, lo cual se refleja en las tasas de inflación por arriba de los dos dígitos entre 1992 y 1994, a pesar de la política monetaria restrictiva seguida por el Banco Central.

En 1995 observamos una brecha negativa. Esta posición contrasta con una tasa de inflación menor, de un dígito para ese año (8.6%). En 1996 la situación es contraria: la inflación sube y la brecha es positiva. Para 1997 y 1998 la brecha vuelve a resultar negativa y la inflación reducida consistentemente. Mas para 1999, los cálculos reflejan una brecha positiva y una inflación disminuida.

En términos generales, los resultados encontrados, según la metodología BQ para estimar el PIB potencial, son consistentes. Cabe aclarar que el presente trabajo es un ensayo en versión preliminar y por tanto abierto a la discusión. Lo consideramos un avance importante en el intento de mejorar los instrumentos de análisis para la toma de decisiones de política económica.

<sup>12</sup> Las importaciones CIF en US dólares crecieron cerca del 40% en el año 1992.



## Conclusiones

1. El presente trabajo cumple con el objetivo de hacer varias estimaciones alternativas del PIB potencial para Guatemala. Es importante señalar que, de acuerdo a las metodologías empleadas, todas las estimaciones (Hodrick-Prescott, función de producción y descomposición de Blanchard y Quah) son estadísticamente válidas.
2. El cálculo del PIB potencial basado en el filtro de Hodrick y Prescott presenta las ventajas siguientes: Es de fácil estimación; no necesita de otras variables estimativas y su interpretación es fácil. Pero por otra parte, presenta algunas desventajas: no existe un criterio estadístico de fácil aplicación y amplia fusión, para elegir el valor del factor lambda apropiado para cada economía y cada período de tiempo; además, a medida que se agregan nuevas observaciones para la aplicación del filtro, la serie entera cambia. Esto constituye un inconveniente para los encargados de la política económica, ya que en los períodos donde el PIB potencial así estimado está por encima del observado, ante una nueva corrida del filtro con inclusión de nuevas observaciones, puede aparecer por debajo (y viceversa). Esto puede enviar señales confusas y contradictorias para los analistas y responsables de la política económica.
3. La utilización de una función de producción tipo Cobb-Douglas para estimar el PIB potencial, tiene la gran ventaja de generar mayor riqueza de información económica. El presente trabajo produjo mucha información no disponible con anterioridad para Guatemala, a saber: índices de calidad de los factores capital y trabajo, estimación del stock de capital, generación de una serie de la productividad total de los factores (residuo de Solow) y estimación de la contribución de los factores al producto. Por otra parte tiene la desventaja, para el caso de Guatemala, donde el acervo estadístico es muy limitado, de que las series resultan ser de poca calidad estadística y además muy cortas; en adición a que la información no está disponible en forma subanual y muchas veces hay necesidad de estimar en forma indirecta. Estas limitaciones pueden provocar resultados no confiables en su totalidad.
4. La aplicación de la metodología de Blanchard y Quah para descomponer una serie en sus componentes permanente y temporal, tiene la ventaja de explotar la relación estadística y teórica de dos variables. Sin embargo, su aplicación e interpretación son bastante complejas.
5. Para responder a la pregunta: ¿qué estimación, de las tres obtenidas en este trabajo, es la mejor para propósitos de diseño y seguimiento de la política monetaria? se realizaron pruebas de causalidad de Granger entre cada uno de los resultados de PIB potencial y de inflación. Con base a este criterio, solamente el PIB potencial estimado con el método de Blanchard y Quah, probó (Granger) causar inflación (con tres rezagos y con un nivel de significancia de alrededor del 16%).

## Bibliografía

Misas Arango, Martha y Enrique López Enciso [1999]  
*El producto potencial de Colombia: una estimación bajo VAR estructural*. CEMLA, Serie Cuadernos de Investigación, No. 49, agosto.

Blanchard, Olivier y Danny Quah [1989]  
*The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*. The American Economic Review, Vol. 79, No. 4, septiembre.

Melo Velandia, Luis Fernando y Álvaro Riascos Villegas [2000]  
*El producto potencial utilizando el filtro de Hodrick-Prescott: una aplicación para Colombia*. Monetaria, abril-junio.

Enders, Walter [1995]  
*Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, INC. Estados Unidos de Norteamérica.

Meloni, Osvaldo [s.f.]  
*Algunas estimaciones del producto potencial de Argentina*. Universidad Nacional de Tucumán y MEyOSP.

Roldos, Jorge [1997]  
*Potential output growth in emerging market countries: the case of Chile*. International Monetary Fund Working Paper. Classification Numbers: F43, 047,054, septiembre.

Dupasquier, Chantal, Alain Guay y Pierre St-Amant [1997]  
*A comparison of alternative methodologies for estimating potential output and the output gap*. Bank of Canada, Working paper 97-5, febrero.

Dupasquier, Chantal, Alain Guay y Pierre St-Amant [1995]  
*Estimating and projecting potential output using structural VAR methodology: the case of the Mexican economy*. Bank of Canada, Working Paper 95-2, marzo.

Lutkepohl, Helmut [1993]  
*Introduction to multiple time series analysis. Segunda edición*, Springer-verlag. Nueva York.

Edwards, Sebastián [2000]  
*La situación macroeconómica en Guatemala: evaluación y recomendaciones sobre política monetaria y cambiaria*. Banco de Guatemala, julio.

Scacciavillani, Fabio y Phillip Swagel [1999]  
*Measures of potential output: an application to Israel*. International Monetary Fund, Working Paper, Classification Number: E32, julio.

Damodar, Gujarati [1997]  
*Econometría*. Tercera edición, McGraw Hill. Santafé de Bogotá.