

# América Latina: productividad total de los factores y su descomposición

*Jair Andrade Araujo, Débora Gaspar Feitosa  
y Almir Bittencourt da Silva*

## RESUMEN

En este artículo se examinan la productividad total de los factores (PTF) y su descomposición en América Latina durante el período 1960-2010. El modelo de frontera estocástica utilizado incluye variables macroeconómicas de ineficiencia técnica relativas a una selección de países de América Latina en los 50 años de referencia. En general, se observa que esas variables tienen un efecto significativo, que se constata mediante la prueba de la razón de verosimilitud, y permiten una mejor comprensión de la ineficiencia técnica en toda la región. Las variables más importantes en la explicación de la ineficiencia técnica de los países, es decir, aquellas que presentan una relación positiva con la ineficiencia, son el gasto público y la tasa de inflación. Por otra parte, la relación entre la desviación de los precios locales con respecto a la paridad del poder adquisitivo y la ineficiencia técnica es de carácter inverso.

---

## PALABRAS CLAVE

Productividad, medición, análisis matemático, modelos econométricos, América Latina

## CLASIFICACIÓN JEL

O47, O54, O57

## AUTORES

Jair Andrade Araujo es doctor en Economía y profesor del curso de Maestría en Economía Rural (MAER) de la Universidad Federal de Ceará (UFC), Brasil. jaraujoce@gmail.com

Débora Gaspar Feitosa es doctora en Economía y profesora de los cursos de ciencias económicas y finanzas de la Universidad Federal de Ceará (UFC), Brasil. debgaspar@hotmail.com

Almir Bittencourt da Silva es doctor en Economía y profesor del Posgrado en Economía (CAEN) de la Universidad Federal de Ceará (UFC), Brasil. almir\_eco@ufc.br

# I

## Introducción

Mediante el concepto de productividad total de los factores (PTF), cuantificada a partir de la función de producción Cobb-Douglas, Solow (1957) introdujo la medida de la contribución del progreso técnico al crecimiento del producto per cápita. Este autor estimó la función de producción de la economía estadounidense de 1909 a 1949 y estableció la existencia de un residuo, medido por la diferencia entre las tasas de crecimiento del producto real y las tasas ponderadas de crecimiento de los factores de producción, capital y trabajo. La importancia del progreso técnico, descubierta al intentar descomponer la tasa de crecimiento del producto real a partir de las tasas de crecimiento de los factores de producción, se conoce como residuo de Solow.

La noción de progreso técnico pasó entonces a constituir una expresión abreviada de cualquier desplazamiento de la función de producción. No obstante, sobre la base de estudios empíricos fundados en la contabilidad del crecimiento e inspirados en el modelo neoclásico, algunos autores comenzaron a afirmar que una serie de causas podrían estar estrechamente relacionadas con la medida del residuo. A partir del trabajo de Solow se realizaron varios estudios empíricos —como los de Griliches (1996), en que se utilizan diversas metodologías y muestras— orientados al análisis de los componentes del mencionado residuo, con miras a cuantificar con la mayor exactitud posible la medida real del aporte del progreso técnico al crecimiento del producto.

Orea (2002) efectúa un estudio con datos de panel basados en información de bancos españoles y ofrece una descomposición paramétrica del índice de Malmquist. Los resultados permiten ver que el crecimiento de la PTF puede atribuirse sobre todo al progreso técnico. Färe, Grosskopf y Roos (1998) también estudian la productividad y el índice de Malmquist. Los trabajos empíricos de Färe y otros (1994); Johnson y Kuosmanen (2012); Lee y otros (2013), y Wang y otros (2014), entre distintos autores, revelan además, que es posible estudiar la productividad de los agentes económicos empleando métodos no paramétricos o semiparamétricos. Por ejemplo, el análisis envolvente de datos es una metodología no paramétrica que puede utilizarse para evaluar la eficiencia técnica de las unidades productivas y estimar el índice de Malmquist.

En este artículo se presenta una aplicación del procedimiento de descomposición de la medida de la

PTF sugerida por Bauer (1990) y Kumbhakar (2000) a una muestra de países de América Latina en el período comprendido entre 1960 y 2010, sobre la base del modelo de frontera estocástica de producción. La ventaja de este enfoque consiste en la posibilidad de descomponer la PTF en componentes que caracterizan al proceso de producción general. El procedimiento utilizado permite la identificación de los componentes de eficiencia técnica, que corresponden a los movimientos de una economía en dirección a la frontera de producción, y del componente relativo al progreso técnico, que se refiere al desplazamiento de la propia frontera.

Una ventaja del procedimiento empleado por Bauer (1990) y Kumbhakar (2000) consiste en que al admitirse una especificación de frontera de producción flexible, como en el caso de la translog, es posible descomponer la PTF en los componentes de eficiencia técnica, eficiencia en la asignación, efecto de escala y progreso técnico. Se trata de un procedimiento superior con respecto a la descomposición de la PTF mediante el índice de Malmquist —a partir de una frontera de producción restringida debido a la imposición de rendimientos constantes de escala—, que se utiliza en muchos otros estudios. En este caso, de acuerdo con Färe y otros (1992), la PTF se descompone solo en dos elementos: variación en la eficiencia técnica y variación tecnológica. En esta misma línea de investigación se destacan también los artículos de Kumbhakar y Lovell (2003); Sauer, Froberg y Hockmann (2006), y Henningsen y Henning (2009).

En este artículo se recurre al modelo de frontera estocástica para analizar el aporte de la PTF al crecimiento económico de una muestra de países de América Latina y, por consiguiente, examinar los componentes de eficiencia técnica, eficiencia en la asignación, efecto de escala y progreso técnico de los cambios en la PTF de esos países. Se trata, por lo tanto, de un aporte a la literatura empírica para una mejor comprensión de los factores reales que contribuirían al desempeño económico de los países de la muestra a lo largo de 50 años. Asimismo, se procura comprender la influencia de un vector de variables macroeconómicas en la eficiencia técnica de los países que integran la muestra por medio del modelo de ineficiencia técnica, de acuerdo con Battese y Coelli (1995).

El trabajo se divide en seis secciones, incluida esta Introducción. Mientras que en la segunda sección se

explican brevemente el modelo de frontera estocástica y el procedimiento de descomposición de la PTF, en la tercera se presentan las bases de datos, la muestra de países y el modelo econométrico utilizados. La cuarta sección corresponde a la demostración del cálculo de la

descomposición de la PTF, de acuerdo con el procedimiento de Bauer (1990) y Kumbhakar (2000), y en la quinta sección se muestran los resultados de la estimación y la descomposición. En la sexta y última sección se plantean algunas consideraciones finales.

## II

### Frontera estocástica y descomposición de la PTF

El método utilizado en este trabajo se denomina análisis de frontera de producción estocástica y constituye uno de los métodos adoptados en la literatura sobre ineficiencia técnica. Mediante ese análisis se obtiene uno de los componentes de la PTF denominado eficiencia técnica.

En este enfoque se emplean técnicas econométricas (paramétricas), con cuyos modelos de frontera de producción se estudia la ineficiencia técnica y se reconoce que el producto puede resultar afectado por perturbaciones aleatorias, ajenas al control de los productores. Al contrario de los enfoques no paramétricos, que suponen fronteras determinísticas, el análisis de frontera estocástica permite desviaciones de la frontera cuyo error puede descomponerse para distinguir entre alteraciones de eficiencia técnica y perturbaciones aleatorias.

En los modelos de frontera determinística, las desviaciones con respecto a la frontera de producción se atribuyen a la ineficiencia técnica del productor. En tales modelos se ignora que la producción puede resultar afectada por perturbaciones aleatorias ajenas al control del productor, como las huelgas o las condiciones ambientales, entre otras.

El análisis de frontera estocástica tiene su origen en los artículos de Aigner, Lovell y Schmidt (1977) y Meeusen y Broeck (1977), seguidos por los trabajos de Battese y Corra (1977). En esos trabajos originales se presenta el término de error definido de modo estructuralmente compuesto en el contexto de la frontera de producción. A partir de entonces surgieron colaboraciones de diferentes autores, entre los que cabe mencionar a Battese y Coelli (1995), que modelaron la ineficiencia técnica como variante a lo largo del tiempo, formalizando la ineficiencia técnica de producción de frontera estocástica para datos de panel. En este artículo se adopta el modelo propuesto por Battese y Coelli (1995) y Coelli, Rao y Battese (1998). De esa forma, el modelo de frontera estocástica de producción puede describirse mediante la ecuación (1), donde  $y_{it}$  es el

vector de cantidades producidas por los diversos países en el período  $t$ ,  $x_{it}$  es el vector de factores de producción usados en el período  $t$ , y  $\beta$  es el vector de parámetros que definen la tecnología de producción.

$$y_{it} = f(t, x_{it}, \beta) \cdot \exp(v_{it}) \cdot \exp(-u_{it}), u \geq 0 \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$$

Los términos  $v_{it}$  y  $u_{it}$  son vectores que representan distintos componentes del error. El primero se refiere a la parte aleatoria, con distribución normal truncada, independiente e idénticamente distribuida, con varianza constante  $\sigma^2$ , ( $v \sim \text{iid } N(0, \sigma_v^2)$ ), mientras que el segundo representa la ineficiencia técnica, es decir, la parte que constituye una desviación hacia abajo con respecto a la frontera de producción, que puede inferirse del signo negativo y la restricción  $u \geq 0$ . Se trata de variables aleatorias no negativas con distribución normal truncada en cero, independientemente distribuidas (no idénticamente) con media  $\mu_{it}$  y varianza constante  $\sigma_u^2$ , o sea, ( $u \sim \text{NT}(\mu, \sigma_u^2)$ ). Debido a que los componentes de error son independientes entre sí y se supone que  $x_{it}$  es exógeno, el modelo puede estimarse mediante la técnica de máxima verosimilitud.

A diferencia del utilizado por Pires y Garcia (2004), este modelo presenta la ventaja de permitir que las ineficiencias y las elasticidades de los insumos varíen en el tiempo, facilitando la identificación de los cambios en la estructura de producción.

Los efectos de la ineficiencia técnica ( $e_{it}$ ) se expresan mediante las siguientes características:

$$e_{it} = z_{it} \delta + w_{it}$$

donde  $z_{it}$  es un vector de variables explicativas de la ineficiencia técnica de la  $i$ -ésima unidad productiva (país) medida en el tiempo  $t$ ;  $\delta$  es un vector de parámetros

asociados a las variables  $z_{it}$ ;  $w_{it}$  es una variable aleatoria cuya distribución es normal con media cero y varianza  $\sigma_w^2$ . Se supone que  $e_{it}$  tiene una distribución normal truncada en cero, de modo que su media corresponde a  $w_{it} = z_{it}\delta_t$ .

De acuerdo con esa formulación, se define una forma funcional presentada posteriormente a partir de la cual se obtiene la PTF, que luego se procede a descomponer.

La descomposición de la PTF mediante el conocido índice de Malmquist, que descompone el índice de productividad total en variación tecnológica y variación de eficiencia, ha sido bastante utilizada por algunos

autores. Por ejemplo, Laborda, Sotelsek y Guasch (2011) estudian el crecimiento de la productividad de 16 países latinoamericanos entre 1996 y 2006 mediante un enfoque de frontera estocástica, y realizan la descomposición del índice de Malmquist. Sin embargo, en un trabajo más amplio, Bauer (1990) y Kumbhakar (2000) proponen un tipo de descomposición que, además de los componentes mencionados, capta los efectos de escala de producción y los cambios en la ineficiencia en la asignación de los factores. En la sección III se examina en forma detallada la manera de incorporar dichos componentes a los análisis de las variaciones en la PTF.

### III

## Metodología

#### 1. Descripción de la muestra y los datos utilizados

Los datos utilizados corresponden a 19 países de América Latina, a saber: Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Paraguay, Perú, Trinidad y Tabago, Uruguay y Venezuela (República Bolivariana de). Dichos datos se refieren al período de 1960 a 2010 y fueron tomados de las siguientes fuentes: Penn World Table 7.1 (pwt 7.1) e Indicadores del Desarrollo Mundial proporcionados por el Banco Mundial. La disponibilidad de información de esas bases de datos fue determinante en la definición del año 2010 como límite superior de la muestra.

Las variables producto interno bruto (PIB), trabajo ( $L$ ), gastos de consumo del gobierno ( $G$ ) y desviación de los precios locales con respecto a la paridad del poder adquisitivo (DPPA) se tomaron de Penn World Table 7.1. La serie de capital físico ( $K$ ) de los países se construyó mediante estimaciones obtenidas a partir de la inversión bruta, mediante la técnica de inventario perpetuo.

Los datos de la tasa de inflación provinieron de los Indicadores del Desarrollo Mundial. Vistas las dificultades para obtener los datos relativos a algunos países, también se recurrió a otras fuentes. En el caso del Brasil, se adoptó el Índice General de Precios-Disponibilidades Internas (IGP-DI) de la Fundación Getulio Vargas.

La muestra consta de datos anuales de los 19 países seleccionados que totalizan 950 observaciones bajo la forma de un panel equilibrado. Se emplearon los datos relativos a capital, trabajo, PIB, gastos del gobierno, paridad del poder adquisitivo e inflación.

#### 2. Modelo econométrico

Para el cálculo de la PTF se emplea el método de frontera estocástica de producción propuesto por Aigner, Leobel y Schmidt (1977) y Meeusen y Broeck (1977), y posteriormente perfeccionado por Pitt y Lee (1981) y Schmidt y Sickles (1984). Esto permite el modelado de datos de panel con el componente de ineficiencia técnica de producción, de acuerdo con los fundamentos de los autores Battese y Coelli (1995), que sugieren que la ineficiencia técnica está modelada por un vector de variables.

Siendo así, se modela una forma funcional de la frontera de producción, junto con hipótesis sobre la distribución de la ineficiencia técnica (Battese y Coelli, 1995).

En primer lugar, se probó un modelo aplicando la forma funcional Cobb-Douglas y otro según la forma translog. Mediante la prueba de adecuación se determinó que esta última era la mejor forma funcional en consonancia con los datos.

De este modo, la función de frontera de producción translog relativa a los 19 países latinoamericanos seleccionados quedó especificada de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \alpha_i + \alpha_2 t + \alpha_3 \frac{1}{2} t^2 + \alpha_4 \ln K_{it} + \alpha_5 t \ln K_{it} \\ & + \alpha_6 \ln L_{it} + \alpha_7 t \ln L_{it} + \alpha_8 \frac{1}{2} (\ln K_{it})^2 + \alpha_9 \frac{1}{2} (\ln L_{it})^2 \\ & + \alpha_{10} \ln K_{it} \ln L_{it} + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

donde:

$Y_{it}$  = PIB por país  $i$  en el período  $t$ .

$K_{it}$  = acervo de capital físico por país  $i$  en el período  $t$ .

$L_{it}$  = trabajo por país  $i$  en el período  $t$ .

$\alpha_i$  = efectos fijos, con la finalidad de captar heterogeneidades no observadas en la muestra de países.

$t$  = tendencia lineal.

$\frac{1}{2} t^2$  = tendencia cuadrática.

$v_{it}$  = perturbaciones aleatorias de la función de producción, que por hipótesis se distribuyen mediante una función normal con media cero y varianza constante.

$u_{it}$  = ineficiencia técnica de producción, modelada de la siguiente forma:

$$u_{it} = \delta z_{it} + \omega_{it} \quad (3)$$

donde:

$z_{it} = (z_{1t}, z_{2t}, z_{3t}, z_{4t})$  corresponde a un vector de variables que explican la ineficiencia técnica y  $\delta$  es un parámetro asociado a  $z_{it}$ .

$\omega_{it}$  = tiene distribución normal por hipótesis  $N(0, \sigma_\omega^2)$ .

De acuerdo con la hipótesis anterior, se asume también por hipótesis que  $u_{it}$  se distribuye independientemente y por medio de una distribución normal truncada con media,  $w_{it} = \delta z_{it}$ , y varianza constante,  $\sigma_\omega^2$ .

La elección de las variables utilizadas para modelar el término de ineficiencia técnica se basa en una serie de trabajos empíricos en que se emplea este procedimiento para la estimación de fronteras paramétricas que suponen datos agregados.

Las variables de ineficiencia que se tuvieron en cuenta son las siguientes:

$z_{1t}$  = efecto tendencia.

$z_{2t}$  = gastos de consumo del gobierno en relación con el PIB de cada país. Algunos trabajos empíricos han sido realizados con el propósito de cuantificar el efecto en la ineficiencia de los desembolsos en gasto corriente. Por ejemplo, Bittencourt y Marinho (2007) analizan la PTF en los países de América

Latina y discuten acerca de los efectos de las variables macroeconómicas en la explicación del componente de ineficiencia técnica por medio de la frontera estocástica, constatándose que los gastos corrientes del gobierno contribuirían a acrecentar la ineficiencia técnica de los países en el período 1961-1990. De esta manera, es de esperar que el aumento del gasto del gobierno contribuya a incrementar la ineficiencia técnica de producción.

$z_{3t}$  = corresponde al logaritmo de la unidad más la tasa de inflación,  $\pi$ , o sea,  $\ln(1 + \pi)$ . Se emplea esa expresión porque en ella se tienen en cuenta los efectos no lineales de la inflación en la ineficiencia técnica. Según De Gregorio (1992), en algunos países hubo períodos de deflación y de hiperinflación, pero al utilizar la expresión mencionada anteriormente se atenúa la influencia de esas situaciones extremas en el término de ineficiencia. Se espera que la inflación produzca un aumento de la ineficiencia técnica de producción.

$z_{4t}$  = corresponde a la desviación del nivel de precios locales con respecto a la paridad del poder adquisitivo, teniendo a los Estados Unidos de América como país de referencia. La utilización de esta variable sirve sobre todo para controlar los efectos de las políticas de comercio con las que se desvaloriza el cambio real en la ineficiencia técnica. La estimación de los parámetros de las ecuaciones (2) y (3) se realiza con el método de la máxima verosimilitud, que permite calcular la magnitud de la eficiencia técnica en cada uno de los países de la muestra.

### 3. Pruebas realizadas

#### a) Forma funcional

En primer lugar, se estima la función de producción en la forma Cobb-Douglas y a continuación en la forma translog, con el fin de compararlas mediante la prueba de funcionalidad y determinar la mejor forma funcional que se ha de emplear en el estudio. Si bien la forma funcional Cobb-Douglas se utiliza comúnmente en los modelos de estimación de frontera, es un modelo simple con un número limitado de propiedades, entre las que se destacan la elasticidad y los rendimientos de escala constantes (Coelli, Rao y Battese, 1998).

Así, de acuerdo con algunos estudios, se emplea la prueba de forma funcional, con la que se estiman tanto la forma Cobb-Douglas como la translog, y se pone a prueba la hipótesis nula de que la Cobb-Douglas es la forma adecuada para la representación de los datos, vistas las especificaciones de la translog. Esto puede probarse

mediante la prueba de la razón de verosimilitud. Se emplea el cuadro de Kodde y Palm (1986) para la comparación de los valores críticos de los resultados, dados los grados de libertad. La prueba procede como sigue:

Después de obtener los dos modelos y sus respectivas razones de máxima verosimilitud (LL), se considera el estadístico de verosimilitud generalizada (LR) de las funciones de producción estimadas. Luego se aplica la prueba de hipótesis:

$H_0$ : LL Cobb-Douglas

$H_1$ : LL translog

y en consecuencia, la razón de verosimilitud generalizada,

$LR = -2 [\ln LL H_0 - \ln LL H_1]$

$LR > T$  KP (cuadro de Kodde y Palm, 1986) se rechaza  $H_0$ .

Con el fin de buscar un modelo ideal para la representación de los datos, se realizaron otras pruebas de formas funcionales además de la presentada anteriormente entre la Cobb-Douglas y la translog. En dichas pruebas cambiaron solo algunas de las variables de ineficiencia, pero debido a la falta de convergencia entre algunos modelos no fue posible realizar comparaciones.

#### b) *Ausencia de progreso técnico*

En esta prueba se considera que los coeficientes correspondientes a las variables relacionadas con el tiempo en la función translog son iguales a cero o no. En otras palabras, se pone a prueba la hipótesis de que  $\alpha_2, \alpha_3, \alpha_5, \alpha_7$  de la ecuación (2) sean iguales a cero. De esa forma:

$H_0: \alpha_2, \alpha_3, \alpha_5, \alpha_7 = 0$

$H_1$ : translog completa

Usando la razón de la verosimilitud generalizada,

$LR = -2 [\ln LL H_0 - \ln LL H_1]$

$LR > T$  KP (cuadro de Kodde y Palm, 1986) se rechaza  $H_0$ .

#### c) *Efecto de la ineficiencia técnica en la función de producción*

En este caso se prueba la inexistencia de la ineficiencia técnica, es decir, si de hecho las variables de ineficiencia son relativas al modelo. Para ello se toma el valor de la log-verosimilitud (LL) del modelo estimado sin estas variables y se aplica nuevamente la prueba de verosimilitud generalizada, comparándose con el valor crítico de Kodde y Palm (1986). Los grados de libertad corresponden a las variables de ineficiencia.

Entonces:

$H_0$ : inexistencia de ineficiencia técnica.

$H_1$ : hipótesis alternativa: la ineficiencia técnica debe tenerse en cuenta en el modelo.

#### d) *Ausencia de efectos fijos*

Con esta prueba se evalúa el modelo sin la presencia de efectos fijos captados por las variables ficticias incluidas en él. Se estima nuevamente el modelo sin tener en cuenta la presencia de esas variables ficticias y se aplica la prueba de verosimilitud generalizada, haciendo referencia al valor crítico de Kodde y Palm (1986).

En el caso de este estudio, la estimación sin efectos fijos no convergió después de un gran número de repeticiones, de modo que el modelo no pudo estimarse y fue descartado para efectos de la comparación.

## IV

### Descomposición de la PTF

#### 1. Composición de los datos

A objeto de descomponer la PTF, se utilizaron los datos de los países para el desarrollo del modelo econométrico inicial, así como los datos calculados a partir de ese modelo.

Se mantuvieron los 19 países de la muestra para el modelo econométrico y el período de 1960 a 2010 con respecto al análisis. Se emplearon sobre todo los datos relativos al capital ( $K$ ), el trabajo ( $L$ ) y el PIB ( $Y$ ). Los factores de participación  $S_K$  y  $S_L$  se obtuvieron a partir del cálculo de datos sobre la base de Penn World Table 7.1.

Las elasticidades  $\varepsilon_k$  y  $\varepsilon_L$  se calcularon sobre la base de las respectivas derivadas de la función de producción translog utilizada con relación a los factores de producción correspondientes.

#### 2. Procedimiento de descomposición

Bauer (1990) y Kumbhakar (2000) propusieron una descomposición de la productividad que va más allá de los cambios en esta para captar los efectos de la innovación técnica. Este enfoque tiene en cuenta los efectos de escala de la producción. Para llevar a cabo esa

descomposición, se estima en primer lugar el modelo de las ecuaciones (2) y (3). Una vez estimado el modelo es posible “componer” la tasa de cambio de la PTF a partir de los resultados.

De acuerdo con ese modelo que fue utilizado por Pires y Garcia (2004), sobre la base de la formulación propuesta por Battese y Coelli (1993), es posible estudiar los efectos de cada componente de la PTF, con la principal ventaja de poder considerar que los rendimientos de escala pueden ser variables.

De este modo, los componentes de la productividad pueden ser identificados después de algunas operaciones algebraicas de la expresión que representa la parte determinística de la frontera de producción. Pires y Garcia (2004) presentan un índice para la tasa de crecimiento de la PTF expresado como:

$$g_{PTF} = \frac{\dot{y}}{y} - s_K \frac{\dot{K}}{K} - s_L \frac{\dot{L}}{L} \quad (4)$$

En la parte determinística se observa:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \frac{\partial \ln f(t, K, L, \beta)}{\partial t} + \varepsilon_K \frac{\dot{K}}{K} + \varepsilon_L \frac{\dot{L}}{L} - \frac{\partial u}{\partial t} \quad (5)$$

donde  $S_K$  = la participación del capital en los ingresos;  $S_L$  = la participación del trabajo en los ingresos;  $\varepsilon_K$  = la elasticidad del capital; y  $\varepsilon_L$  = la elasticidad del trabajo.

Se denotan los rendimientos de escala (RTS) como la suma de las elasticidades, o sea:

$$RTS = \varepsilon_K + \varepsilon_L$$

siendo

$g_K$  = tasa de crecimiento de K

$g_L$  = tasa de crecimiento de L

Al hacer  $\lambda_K = \frac{\varepsilon_K}{RTS}$  y  $\lambda_L = \frac{\varepsilon_L}{RTS}$ , y sustituir en el índice, se realizan a continuación algunas operaciones algebraicas:

$$g_{PTF} = PT - \dot{u} + (RTS - 1) \cdot [\lambda_K \cdot g_K + \lambda_L \cdot g_L] + [(\lambda_K - s_K) \cdot g_K + (\lambda_L - s_L) \cdot g_L] \quad (6)$$

En la ecuación (6) se describe la tasa de variación de la PTF,  $g_{PTF}$ , que puede descomponerse en cuatro

elementos: progreso técnico, variación de la eficiencia técnica, variaciones en la escala de producción y variaciones de la eficiencia en asignación de recursos.

El progreso técnico (PT) está representado por la derivada de la función de producción en relación con el tiempo:

$$PT = \frac{\partial \ln f(t, K, L, \beta)}{\partial t}$$

El cambio en la eficiencia técnica está denotado por el coeficiente de ineficiencia técnica con signo negativo  $-\dot{u}$ .

Cabe señalar que el cambio en la escala de producción está dado por la expresión que contiene los rendimientos de escala y las tasas de crecimiento del capital y el trabajo, es decir, por el tercer término de la ecuación (6):  $(RTS - 1) \cdot [\lambda_K \cdot g_K + \lambda_L \cdot g_L]$ .

Los cambios relativos a la eficiencia en la asignación corresponden al último término de la ecuación (6), que relaciona la proporción de rendimientos de escala, la participación del capital y del trabajo y las tasas de crecimiento, y se miden entonces por:  $[(\lambda_K - s_K) \cdot g_K + (\lambda_L - s_L) \cdot g_L]$ .

Gracias a esta metodología, con la que se descompone la productividad en los cuatro componentes mencionados, es posible evaluar la repercusión por separado de cada uno de ellos. Por ejemplo, si la tecnología no experimenta cambios, es decir, si en el ítem citado anteriormente,  $PT=0$ , esta no contribuirá a las ganancias de productividad. Del mismo modo, la ineficiencia técnica, que registra cambios en el tiempo, tendrá repercusiones en la tasa de variación y, en caso contrario, si  $-\dot{u} = 0$ , no influirá en dicha tasa.

Si las economías de escala son constantes, es decir, si  $RTS=1$ , el tercer componente de la fórmula de variación de productividad es nulo. No obstante, si  $RTS \neq 1$ , la productividad puede explicar parcialmente los rendimientos de escala de producción.

Al tomar  $\lambda_K + \lambda_L = 1$ , se observa una simetría en las distancias de la participación de K y L con respecto a  $\lambda$ , donde las participaciones del capital y del trabajo son simétricas y, en consecuencia, presentan signos opuestos. De acuerdo con un factor de reasignación, esto supone que la intensidad de un determinado factor disminuirá la intensidad del otro o, en otras palabras, que la intensidad en el capital redundará en una reducción del trabajo y viceversa.

## V

## Estimación y resultados

### 1. Análisis de la estimación de la frontera de producción

En el cuadro 1 se presenta el modelo que corresponde a la estimación de la frontera de producción en la forma funcional translog, que fue el modelo que mejor se adaptó a los datos después de las debidas pruebas ya especificadas. Cabe notar que todos los parámetros estimados son estadísticamente significativos a nivel del 5%, excepto el parámetro  $\alpha_2$  de la variable  $t$  que no presentó un resultado concluyente.

Sin embargo, las estimaciones de los parámetros de la frontera estocástica de producción, a partir de los componentes de tendencia, revelan (por el signo positivo de la variable  $t^2$  significativa al 1%) una marcada evidencia de que al haber progreso técnico se registró una tasa creciente, que de esa forma significa una aceleración en la variación del progreso técnico.

El valor del indicador de ineficiencia técnica,  $\gamma$ , es de 0,51. Se puede decir, entonces, que el 51% de la varianza total del error compuesto de la estimación de la función de producción translog se explica por la varianza de la ineficiencia técnica. Por lo tanto, la incorporación de la ineficiencia técnica al modelo es de suma importancia.

En el cuadro 1 se aprecia que todos los parámetros estimados de las variables incluidas para explicar la ineficiencia técnica son estadísticamente significativos a nivel del 1% y presentan los signos esperados.

Por ejemplo, el coeficiente estimado de la variable tendencia ( $z_{1t}$ ) en el modelo de ineficiencia técnica presenta un signo positivo, que puede indicar que en el período examinado se registró una tendencia al aumento de la ineficiencia, estadísticamente significativa al 1%.

La variable gasto corriente del gobierno ( $z_{2t}$ ) presenta un signo positivo y significativo, que sugiere que la elevada participación de los gastos corrientes en la composición del gasto agregado de los países de América Latina, en promedio, produce ineficiencia en la economía. En cierta forma, estos resultados concuerdan con Klein y Luu (2001), quienes concluyeron que los países con elevados gastos corrientes tienden a ser menos eficientes, pues se producen distorsiones en la asignación de recursos, dado que un gasto público elevado produce un desplazamiento de las inversiones productivas.

El coeficiente de la tasa de inflación ( $z_{3t}$ ) resultó positivo y significativo, de acuerdo con la literatura empírica que muestra los efectos perjudiciales de las altas tasas de inflación en la asignación de recursos de la economía. Dichas tasas terminan por inhibir el comercio y desincentivar la formación de capital. En este contexto, es importante subrayar que en varios países de América Latina se registraron extensos períodos inflacionarios, que tuvieron una repercusión negativa en la eficiencia técnica y el desarrollo de sus economías.

En relación con la variable desviación de los precios locales con respecto a la paridad del poder adquisitivo ( $z_{4t}$ ), se constata el carácter significativo del coeficiente estimado, que presenta el signo negativo esperado. Esto demuestra que en los países en que se adoptaron políticas comerciales basadas en la desvalorización cambiaria se logró reducir el grado de ineficiencia. Ese tipo de desvalorización puede producir un aumento de las exportaciones y por consiguiente un incremento de la capacidad instalada del sector externo, que se refleja a su vez en la expansión de la demanda interna. Conviene recalcar que este efecto será mayor a medida que la participación del sector externo cobre importancia en la economía local.



CUADRO 1

Resultados del modelo en la forma funcional translog<sup>a</sup>, 1961-2010

Variables	Estimaciones	Valor-z
d1	0,395	8,8
d2	-0,683	-13,5
d3	1,490	9,9
d4	-0,226	-8,2
d5	0,416	10,3
d6	-0,592	-7,9
d7	-0,475	-10,5
d8	-0,770	-24,6
d9	-0,540	-9,3
d10	-0,400	-9,5
d11	-0,930	-14,6
d12	-0,931	-13,6
d13	1,150	14,4
d14	-1,020	-13,0
d15	-1,073	-18,2
d16	-0,155	-5,5
d17	-0,844	-7,5
d18	-0,934	-16,8
t	-0,014	-1,3
$\frac{1}{2}t^2$	0,001	11,8
LnL	0,973	4,4
LnK	-0,327	-2,2
tLnL	0,001	1,8
tLnK	-0,002	-3,2
LnL · LnK	0,061	5,8
$\frac{1}{2}(LnL)^2$	-0,069	-4,4
$\frac{1}{2}(LnK)^2$	0,024	2,9
Constantes	11,22	11,2
Z <sub>1</sub> - efecto tendencia	0,018	4,3
Z <sub>2</sub> - gastos de consumo del gobierno	30,729	5,7
Z <sub>3</sub> - tasa de inflación	0,098	2,9
Z <sub>4</sub> - grado de apertura	-0,806	-3,4
Constantes	-0,696	-3,3
lnsigma2	-3,829	-17,7
llgtgama	0,042	0,93
sigma2	0,021	-
gamma	0,510	-
sigma_u2	0,011	-
sigma_v2	0,010	-

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la investigación.

Nota: las variables "d" corresponden a los efectos fijos de los países. Las demás variables corresponden a las indicadas en la ecuación (2). Gamma y sigma corresponden a los resultados de la función de log-verosimilitud que se expresa en términos de la parametrización

especificada por  $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ .

<sup>a</sup> Número de observaciones: 950; log-verosimilitud: 729,28 y probabilidad > chi-cuadrado = 0,0000.

## 2. Análisis de las pruebas de hipótesis

Después de las estimaciones de los modelos se realizaron las respectivas pruebas de forma funcional, ausencia de progreso técnico e ineficiencia técnica.

En el cuadro 2 se detalla el resultado de algunas de ellas. Se verifica que en primer lugar se probó la forma funcional Cobb-Douglas en comparación con el modelo translog, y a continuación se utilizó la razón de verosimilitud para verificar la mejor forma funcional. Esto significa que se probó la hipótesis en la que todos los coeficientes de segundo orden y los coeficientes de los productos cruzados de la función definida en (2) son iguales a cero. Conviene señalar que el valor de la razón de verosimilitud fue de 9,77, superior al valor crítico de la estadística de valor de Kodde y Palm (1986) de 7,04 (valor crítico a la derecha de la distribución  $\chi^2$  al 5% con 3 grados de libertad). De esa manera se puede asumir que el modelo más adecuado para el problema objeto de estudio es el de la forma funcional translog.

Una vez elegida la forma funcional, se probó la ausencia de progreso técnico. De acuerdo con la prueba descrita anteriormente, se estimó el modelo en la forma funcional translog y en la forma con ausencia de progreso técnico. Con los respectivos valores de log-máxima verosimilitud de cada estimación se obtuvo  $LR = -2 [648,67 - 729,28] = 161,22$ . El resultado de la prueba supera el valor crítico con 4 grados de libertad y carácter significativo al 5% en el cuadro de Kodde y Palm (1986) de 8,76. En consecuencia, se rechaza  $H_0$  y se acepta la hipótesis  $H_1$ , que confirma la presencia de progreso técnico.

Posteriormente, se aplicó al modelo la prueba de ausencia de ineficiencia técnica, con los siguientes resultados:  $LR = -2 [670,28 - 729,28] = 118,01$ . No obstante, el valor crítico del cuadro de Kodde y Palm es de 8,76, con 4 grados de libertad a un intervalo del 5% de significación. En consecuencia, el valor de la razón de máxima verosimilitud es superior al valor crítico del cuadro de Kodde y Palm (1986) que indica la presencia de ineficiencia técnica en el modelo.

CUADRO 2

### Prueba de la razón de verosimilitud de los parámetros de la frontera estocástica de producción

Prueba	Hipótesis nula	Valor de $\lambda$	Valor crítico	Decisión (nivel del 5%)
Forma funcional	$H_0: \alpha_8 = \alpha_9 = \alpha_{10} = 0$	9,55	7,04	Rechaza $H_0$
Ausencia de PT	$H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_5 = \alpha_7 = 0$	161,23	8,76	Rechaza $H_0$
Inexistencia de ineficiencia técnica	$H_0: z_1 = z_2 = z_3 = z_4 = 0$	118,01	8,76	Rechaza $H_0$

Fuente: elaboración propia.

$\lambda$ : prueba estadística de la razón de verosimilitud en la que  $\lambda = -2 \{ \log [\text{verosimilitud } (H_0)] - \log [\text{verosimilitud } (H_1)] \}$ . Esta prueba tiene una distribución de aproximadamente chi-cuadrado con grados de libertad iguales al número de restricciones independientes.

PT: progreso técnico.

## 3. PTF y sus componentes

A continuación, a partir de los resultados de la estimación del modelo obtenidos anteriormente y los datos de distribución del ingreso ( $s_K$  y  $s_L$ ) se procede a la descomposición de la PTF, conforme con el modelo descrito en la sección IV. En el cuadro 3 figuran los promedios de la descomposición por países a lo largo del período analizado (1962-2010)<sup>1</sup>. Los resultados presentados en

los cuadros 3, 4, 5, 6, 7 y 8 corresponden a los valores medios de cada país en intervalos de tiempo de 10 años.

La tasa promedio de crecimiento económico de América Latina fue del 4,2% en los 50 años de referencia, mientras que la tasa de cambio en la PTF del conjunto de la muestra fue del -0,3% en el mismo período (véase el cuadro 3). En los cuadros siguientes se presentan esas tasas separadas por país.

En general, los resultados encontrados concuerdan con los estudios de Fajnzylber, Loayza y Calderón (2002) sobre el crecimiento de las economías latinoamericanas y de otros países. De los cuadros 6 y 7 surge que las tasas de crecimiento económico de algunos países en los años noventa fueron inferiores a las registradas

<sup>1</sup> La descomposición se realizó a partir de 1962, debido a la disponibilidad de datos acerca de la variación de la ineficiencia técnica sobre la base del modelo translog estimado con datos de 1961 a 2010.

en la década anterior. Es el caso de Colombia, cuyo crecimiento fue del 4,67% entre 1981 y 1990 y del 4,55% en la década siguiente. Cárdenas (2007), que alcanzó resultados similares, destaca además que la tasa de crecimiento económico a largo plazo de Colombia ha

disminuido a partir de 1980 debido a la creciente violencia desencadenada por la expansión de las actividades del tráfico de drogas. Entre otros países, Venezuela (República Bolivariana de) registró un crecimiento del 3,7% entre 1981 y 1990 y solo del 3,6% en la década siguiente.

CUADRO 3

**Resultados de la PTF – Promedios 1962-2010**

País	Crecimiento económico	Acumulación de capital	Expansión del trabajo	Cambio en la PTF	Progreso técnico	Eficiencia técnica	Economías de escala	Ganancias distributivas	Perturbaciones aleatorias
Argentina	0,0360	0,0496	0,0161	0,0002	0,0021	-0,0013	0,0102	-0,0109	-0,0299
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,0400	0,0600	0,0240	-0,0093	-0,0019	-0,0014	0,0087	-0,0147	-0,0347
Brasil	0,0550	0,0604	0,0301	0,0096	0,0044	-0,0004	0,0136	-0,0080	-0,0451
Chile	0,0427	0,0553	0,0230	-0,0011	0,0002	-0,0005	0,0116	-0,0124	-0,0346
Colombia	0,0503	0,0583	0,0309	0,0043	0,0027	-0,0014	0,0125	-0,0096	-0,0432
Costa Rica	0,0516	0,0648	0,0348	-0,0049	-0,0022	-0,0038	0,0151	-0,0140	-0,0431
República Dominicana	0,0541	0,0838	0,0306	-0,0101	0,0010	-0,0010	0,0126	-0,0226	-0,0502
Ecuador	0,0392	0,0419	0,0288	0,0038	0,0044	-0,0028	0,0056	-0,0034	-0,0354
El Salvador	0,0355	0,0583	0,0233	-0,0101	0,0004	-0,0048	0,0095	-0,0152	-0,0360
Guatemala	0,0411	0,0579	0,0263	-0,0051	0,0007	-0,0041	0,0111	-0,0128	-0,0381
Honduras	0,0448	0,0644	0,0327	-0,0079	0,0006	-0,0062	0,0119	-0,0142	-0,0444
Jamaica	0,0229	0,0501	0,0131	-0,0177	-0,0035	-0,0062	0,0084	-0,0165	-0,0226
México	0,0575	0,0607	0,0333	0,0081	0,0017	-0,0011	0,0160	-0,0085	-0,0446
Nicaragua	0,0409	0,0555	0,0344	-0,0077	-0,0005	-0,0098	0,0125	-0,0099	-0,0412
Paraguay	0,0459	0,0681	0,0291	-0,0071	0,0014	-0,0015	0,0103	-0,0174	-0,0442
Perú	0,0450	0,0416	0,0301	0,0086	0,0011	-0,0006	0,0121	-0,0040	-0,0352
Trinidad y Tabago	0,0327	0,0526	0,0162	-0,0137	-0,0066	-0,0005	0,0106	-0,0173	-0,0223
Uruguay	0,0231	0,0509	0,0078	-0,0145	-0,0018	-0,0005	0,0064	-0,0186	-0,0211
Venezuela (República Bolivariana de)	0,0522	0,0424	0,0352	0,0113	-0,0010	-0,0004	0,0155	-0,0028	-0,0367

Fuente: elaboración propia.

CUADRO 4

**Descomposición de la PTF – Promedios 1962-1970**

País	Crecimiento económico	Acumulación de capital	Expansión del trabajo	Cambio en la PTF	Progreso técnico	Eficiencia técnica	Economías de escala	Ganancias distributivas	Perturbaciones aleatorias
Argentina	0,0802	0,1549	0,0143	-0,0438	-0,0183	-0,0006	0,0205	-0,0454	-0,0452
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,0681	0,1785	0,0182	-0,0717	-0,0174	-0,0012	0,0132	-0,0663	-0,0569
Brasil	0,1014	0,1568	0,0328	-0,0263	-0,0143	-0,0008	0,0215	-0,0328	-0,0619
Chile	0,0641	0,1421	0,0137	-0,0529	-0,0198	-0,0005	0,0161	-0,0487	-0,0388
Colombia	0,0771	0,1477	0,0242	-0,0438	-0,0165	-0,0005	0,0162	-0,0431	-0,0509
Costa Rica	0,0718	0,1599	0,0327	-0,0647	-0,0212	-0,0012	0,0172	-0,0596	-0,0560
República Dominicana	0,0939	0,2030	0,0417	-0,0695	-0,0169	-0,0007	0,0168	-0,0688	-0,0813
Ecuador	0,0723	0,1450	0,0259	-0,0506	-0,0195	-0,0014	0,0177	-0,0474	-0,0481
El Salvador	0,0812	0,1701	0,0364	-0,0609	-0,0188	-0,0013	0,0174	-0,0581	-0,0644
Guatemala	0,0764	0,1709	0,0256	-0,0619	-0,0182	-0,0012	0,0165	-0,0590	-0,0582
Honduras	0,0759	0,1909	0,0310	-0,0775	-0,0185	-0,0029	0,0155	-0,0717	-0,0685
Jamaica	0,0579	0,1626	0,0114	-0,0745	-0,0227	-0,0008	0,0159	-0,0669	-0,0416

Cuadro 4 (conclusión)

País	Crecimiento económico	Acumulación de capital	Expansión del trabajo	Cambio en la PTF	Progreso técnico	Eficiencia técnica	Economías de escala	Ganancias distributivas	Perturbaciones aleatorias
México	0,1066	0,1802	0,0299	-0,0385	-0,0175	-0,0005	0,0263	-0,0468	-0,0650
Nicaragua	0,0826	0,2100	0,0321	-0,0854	-0,0203	-0,0005	0,0183	-0,0830	-0,0741
Paraguay	0,0608	0,1528	0,0260	-0,0640	-0,0163	-0,0007	0,0098	-0,0567	-0,0540
Perú	0,0781	0,1452	0,0235	-0,0440	-0,0195	-0,0005	0,0200	-0,0441	-0,0466
Trinidad y Tabago	0,0427	0,1243	0,0110	-0,0672	-0,0252	-0,0005	0,0125	-0,0540	-0,0254
Uruguay	0,0436	0,1174	0,0083	-0,0561	-0,0205	-0,0007	0,0108	-0,0458	-0,0260
Venezuela (República Bolivariana de)	0,0853	0,1485	0,0304	-0,0430	-0,0212	-0,0004	0,0236	-0,0451	-0,0505

Fuente: elaboración propia.

PTF: productividad total de los factores.

CUADRO 5

## Descomposición de la PTF – Promedios 1971-1980

País	Crecimiento económico	Acumulación de capital	Expansión del trabajo	Cambio en la PTF	Progreso técnico	Eficiencia técnica	Economías de escala	Ganancias distributivas	Perturbaciones aleatorias
Argentina	0,0409	0,0608	0,0145	-0,0133	-0,0096	0,0001	0,0117	-0,0156	-0,0211
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,0375	0,0495	0,0228	-0,0108	-0,0081	0,0001	0,0084	-0,0112	-0,0240
Brasil	0,0810	0,1003	0,0359	-0,0026	-0,0059	0,0000	0,0208	-0,0176	-0,0525
Chile	0,0334	0,0192	0,0260	0,0020	-0,0098	0,0002	0,0089	0,0026	-0,0139
Colombia	0,0521	0,0612	0,0302	-0,0056	-0,0074	0,0001	0,0127	-0,0110	-0,0336
Costa Rica	0,0667	0,0837	0,0410	-0,0144	-0,0124	-0,0007	0,0185	-0,0198	-0,0436
República Dominicana	0,0681	0,1119	0,0345	-0,0255	-0,0088	-0,0001	0,0161	-0,0327	-0,0528
Ecuador	0,0211	0,0353	0,0273	-0,0111	0,0125	-0,0091	-0,0196	0,0051	-0,0304
El Salvador	0,0462	0,0699	0,0299	-0,0194	-0,0098	-0,0049	0,0126	-0,0174	-0,0341
Guatemala	0,0479	0,0762	0,0227	-0,0192	-0,0097	0,0003	0,0122	-0,0220	-0,0318
Honduras	0,0418	0,0678	0,0230	-0,0201	-0,0098	0,0000	0,0101	-0,0203	-0,0289
Jamaica	0,0367	0,0339	0,0299	-0,0096	-0,0138	-0,0074	0,0133	-0,0017	-0,0175
México	0,0781	0,0671	0,0505	0,0084	-0,0084	0,0001	0,0219	-0,0052	-0,0479
Nicaragua	0,0455	0,0459	0,0368	-0,0086	-0,0114	-0,0066	0,0135	-0,0042	-0,0286
Paraguay	0,0619	0,1194	0,0301	-0,0343	-0,0081	0,0006	0,0131	-0,0399	-0,0533
Perú	0,0402	0,0248	0,0312	0,0036	-0,0096	-0,0002	0,0111	0,0023	-0,0194
Trinidad y Tabago	0,0636	0,1078	0,0299	-0,0334	-0,0165	-0,0001	0,0207	-0,0375	-0,0406
Uruguay	0,0256	0,0734	0,0035	-0,0347	-0,0114	0,0002	0,0070	-0,0305	-0,0165
Venezuela (República Bolivariana de)	0,0745	0,0644	0,0469	0,0040	-0,0121	0,0001	0,0228	-0,0067	-0,0409

Fuente: elaboración propia.

PTF: productividad total de los factores.

CUADRO 6

## Descomposición de la PTF – Promedios 1981-1990

País	Crecimiento económico	Acumulación de capital	Expansión del trabajo	Cambio en la PTF	Progreso técnico	Eficiencia técnica	Economías de escala	Ganancias distributivas	Perturbaciones aleatorias
Argentina	0,0059	0,0046	0,0180	-0,0021	0,0013	-0,0139	0,0058	0,0047	-0,0147
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,0220	-0,0005	0,0246	0,0168	0,0031	-0,0026	0,0056	0,0108	-0,0189
Brasil	0,0325	0,0222	0,0311	0,0117	0,0046	-0,0058	0,0105	0,0025	-0,0325
Chile	0,0333	0,0128	0,0290	0,0164	0,0017	-0,0007	0,0090	0,0064	-0,0251
Colombia	0,0467	0,0319	0,0369	0,0164	0,0033	-0,0010	0,0123	0,0018	-0,0384
Costa Rica	0,0363	0,0214	0,0369	0,0079	-0,0016	-0,0113	0,0136	0,0072	-0,0299
República Dominicana	0,0401	0,0327	0,0317	0,0092	0,0015	-0,0028	0,0111	-0,0004	-0,0335
Ecuador	0,0355	0,0140	0,0312	0,0155	0,0000	-0,0024	0,0109	0,0070	-0,0252
El Salvador	0,0121	0,0046	0,0166	0,0045	0,0011	-0,0068	0,0048	0,0053	-0,0135
Guatemala	0,0280	0,0074	0,0298	0,0139	0,0011	-0,0055	0,0089	0,0094	-0,0231
Honduras	0,0395	0,0116	0,0386	0,0196	0,0011	-0,0048	0,0110	0,0122	-0,0303
Jamaica	0,0178	0,0152	0,0104	0,0019	-0,0024	0,0017	0,0048	-0,0023	-0,0097
México	0,0217	0,0206	0,0136	0,0055	0,0019	-0,0009	0,0067	-0,0022	-0,0180
Nicaragua	0,0033	0,0204	0,0339	-0,0220	-0,0003	-0,0394	0,0113	0,0063	-0,0289
Paraguay	0,0501	0,0541	0,0348	0,0041	0,0013	-0,0014	0,0129	-0,0086	-0,0428
Perú	0,0239	0,0042	0,0318	0,0119	0,0019	-0,0094	0,0091	0,0103	-0,0241
Trinidad y Tabago	-0,0017	0,0196	0,0093	-0,0244	-0,0067	-0,0186	0,0058	-0,0049	-0,0062
Uruguay	0,0110	0,0121	0,0082	-0,0010	-0,0012	-0,0017	0,0037	-0,0017	-0,0083
Venezuela (República Bolivariana de)	0,0379	-0,0056	0,0401	0,0268	-0,0007	-0,0023	0,0124	0,0174	-0,0234

Fuente: elaboración propia.

PTF: productividad total de los factores.

CUADRO 7

## Descomposición de la PTF – Promedios 1991-2000

País	Crecimiento económico	Acumulación de capital	Expansión del trabajo	Cambio en la PTF	Progreso técnico	Eficiencia técnica	Economías de escala	Ganancias distributivas	Perturbaciones aleatorias
Argentina	0,0327	0,0128	0,0144	0,0322	0,0129	0,0131	0,0057	0,0006	-0,0267
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,0323	0,0124	0,0305	0,0285	0,0149	-0,0018	0,0075	0,0079	-0,0391
Brasil	0,0344	0,0124	0,0292	0,0322	0,0161	0,0028	0,0086	0,0047	-0,0395
Chile	0,0372	0,0532	0,0184	0,0087	0,0125	0,0001	0,0102	-0,0140	-0,0431
Colombia	0,0455	0,0263	0,0406	0,0287	0,0145	-0,0039	0,0130	0,0051	-0,0501
Costa Rica	0,0460	0,0235	0,0335	0,0287	0,0097	0,0015	0,0129	0,0046	-0,0397
República Dominicana	0,0357	0,0407	0,0218	0,0140	0,0124	0,0004	0,0093	-0,0082	-0,0408
Ecuador	0,0327	-0,0001	0,0338	0,0328	0,0118	-0,0030	0,0100	0,0139	-0,0337
El Salvador	0,0316	0,0255	0,0188	0,0209	0,0125	0,0047	0,0068	-0,0031	-0,0336
Guatemala	0,0247	0,0166	0,0217	0,0190	0,0127	-0,0031	0,0073	0,0021	-0,0326
Honduras	0,0418	0,0336	0,0441	0,0170	0,0125	-0,0145	0,0142	0,0048	-0,0530
Jamaica	0,0065	0,0259	0,0069	-0,0043	0,0085	-0,0084	0,0045	-0,0089	-0,0220
México	0,0562	0,0194	0,0503	0,0398	0,0138	-0,0003	0,0165	0,0098	-0,0533
Nicaragua	0,0515	-0,0018	0,0397	0,0507	0,0119	0,0084	0,0111	0,0194	-0,0371
Paraguay	0,0297	0,0181	0,0267	0,0210	0,0123	-0,0039	0,0086	0,0039	-0,0360
Perú	0,0480	0,0101	0,0376	0,0421	0,0138	0,0071	0,0109	0,0103	-0,0418
Trinidad y Tabago	0,0331	-0,0066	0,0188	0,0360	0,0052	0,0107	0,0075	0,0126	-0,0150
Uruguay	0,0205	0,0300	0,0104	0,0072	0,0099	0,0008	0,0057	-0,0091	-0,0271
Venezuela (República Bolivariana de)	0,0369	-0,0047	0,0361	0,0388	0,0116	0,0010	0,0107	0,0156	-0,0334

Fuente: elaboración propia.

PTF: productividad total de los factores.

CUADRO 8

## Descomposición de la PTF – Promedios 2001-2010

País	Crecimiento económico	Acumulación de capital	Expansión del trabajo	Cambio en la PTF	Progreso técnico	Eficiencia técnica	Economías de escala	Ganancias distributivas	Perturbaciones aleatorias
Argentina	0,0201	0,0150	0,0192	0,0279	0,0243	-0,0050	0,0072	0,0014	-0,0420
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,0254	0,0063	0,0281	0,0380	0,0265	-0,0047	0,0065	0,0096	-0,0471
Brasil	0,0257	0,0101	0,0217	0,0328	0,0213	0,0017	0,0065	0,0033	-0,0390
Chile	0,0455	0,0492	0,0279	0,0204	0,0166	-0,0015	0,0138	-0,0085	-0,0520
Colombia	0,0300	0,0246	0,0229	0,0257	0,0196	-0,0019	0,0085	-0,0006	-0,0431
Costa Rica	0,0370	0,0354	0,0300	0,0179	0,0145	-0,0073	0,0131	-0,0024	-0,0464
República Dominicana	0,0326	0,0306	0,0233	0,0213	0,0168	-0,0019	0,0096	-0,0031	-0,0426
Ecuador	0,0342	0,0152	0,0261	0,0326	0,0174	0,0017	0,0091	0,0044	-0,0396
El Salvador	0,0062	0,0212	0,0150	0,0043	0,0171	-0,0157	0,0058	-0,0028	-0,0343
Guatemala	0,0282	0,0184	0,0317	0,0228	0,0177	-0,0108	0,0104	0,0055	-0,0448
Honduras	0,0250	0,0179	0,0268	0,0214	0,0175	-0,0087	0,0088	0,0039	-0,0412
Jamaica	-0,0045	0,0127	0,0070	-0,0019	0,0132	-0,0160	0,0036	-0,0027	-0,0222
México	0,0248	0,0164	0,0220	0,0252	0,0187	-0,0038	0,0085	0,0017	-0,0387
Nicaragua	0,0216	0,0030	0,0293	0,0268	0,0174	-0,0110	0,0082	0,0121	-0,0375
Paraguay	0,0268	-0,0041	0,0281	0,0375	0,0179	-0,0020	0,0073	0,0144	-0,0347
Perú	0,0347	0,0235	0,0262	0,0293	0,0191	-0,0002	0,0094	0,0011	-0,0443
Trinidad y Tabago	0,0258	0,0178	0,0122	0,0202	0,0103	0,0061	0,0066	-0,0028	-0,0244
Uruguay	0,0147	0,0218	0,0085	0,0120	0,0145	-0,0010	0,0046	-0,0061	-0,0277
Venezuela (República Bolivariana de)	0,0266	0,0094	0,0226	0,0298	0,0172	-0,0004	0,0079	0,0050	-0,0352

Fuente: elaboración propia.

PTF: productividad total de los factores.

En el cuadro 3 se aprecia también que los países donde se registró una mayor contribución del progreso técnico a la variación de la productividad en el período de 50 años analizado fueron la Argentina, el Brasil, Colombia y el Ecuador, con índices de alrededor del 0,3%. Cabe destacar que el Brasil presentó un índice promedio del 0,4%, así como los índices más altos en las últimas tres décadas (véanse los cuadros 6, 7 y 8). Esos resultados coinciden con los de Pires y Garcia (2004), que también evidenciaron bajas tasas de progreso técnico en el Brasil en el período de 1970 a 2000, pues los autores tienen en cuenta que este país no era miembro de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), y que del mismo modo los mercados de México, el Perú y Venezuela (República Bolivariana de) experimentaron un proceso de sustitución de importaciones relacionado con episodios de liberalización económica, cuando el proceso de industrialización se volvió más lento.

Como se constata en el cuadro 3, los 19 países analizados en este trabajo registraron una eficiencia técnica decreciente, que supone que el aporte de dicha eficiencia a la PTF fue negativo en todos los países. No obstante, se verifica que hubo progreso técnico en su

mayoría y un incremento del producto en todos ellos. Es sabido que la eficiencia técnica está determinada por la distancia entre la frontera tecnológica y el uso eficaz de las tecnologías, de modo que estos resultados sugieren que la expansión de la frontera fue más intensa y más rápida que la difusión de las nuevas tecnologías. En otras palabras, en una parte de los países analizados no se logró acompañar plenamente la evolución tecnológica que tuvo lugar en el período de referencia, tal vez a causa de problemas en el proceso de difusión y adopción de tecnologías más modernas.

En un análisis general de la descomposición de la PTF en el cuadro 8 se puede apreciar que la mayoría de los países presentan ganancias positivas de asignación, el Brasil entre ellos. Cabe entender que esos resultados son un reflejo de las mejoras en la asignación de recursos entre los factores de producción utilizados en esos países.

Tales resultados concuerdan con Pires y Garcia (2004). Según las estimaciones del trabajo de estos autores, Costa Rica y Trinidad y Tabago mostraron las mayores ganancias distributivas, representadas por índices del 4,3% y el 13,5%, respectivamente. Esos dos países fueron también los más destacados

de la muestra con respecto al progreso técnico en el período examinado.

De los cuadros 4 y 5 se desprende que en el Brasil se registraron pérdidas de eficiencia en la asignación en las dos primeras décadas analizadas. Dichas pérdidas son el resultado evidente de una estrategia de crecimiento en la que no se tuvo en cuenta el ajuste. Se verifica además que los crecimientos del producto y del capital físico fueron mayores en los años setenta, en comparación con otras décadas. Esos resultados concuerdan con los de Pires y García (2004), quienes señalan que en la década de 1970 hubo una marcada asignación de recursos en la economía, lo que se tradujo en la considerable inversión en infraestructura dentro del país.

El análisis de los datos presentados en los cuadros 4 y 5 muestra que los índices de crecimiento económico brasileño fueron mayores en las dos primeras décadas y disminuyeron a alrededor de un 3% entre 1980 y 2000. Esto se explica por la aminoración en el ritmo de crecimiento del país, debido al agotamiento del modelo de industrialización mediante la sustitución de importaciones. En ese período el PIB per cápita aumentó poco o incluso disminuyó en algunos años. La crisis más severa tuvo lugar entre 1981 y 1984, cuando se registraron reducciones del 12%. En forma análoga, también se aprecia un retroceso en la acumulación de capital en las décadas de 1990 y 2000.

Durante los cinco decenios examinados separadamente, solo Trinidad y Tabago registró un crecimiento negativo en la década de 1981 a 1990. En general, el patrón de crecimiento económico de los países

es similar y, como se observa en el cuadro 6, la tasa media no supera el 6% en el período de referencia. Cabe mencionar los casos del Brasil, Colombia y el Paraguay, que se destacan con uno de los mayores índices de crecimiento económico, correspondiente a un promedio del 4,3%. Los países con menores índices de crecimiento medio observado fueron la Argentina y el Uruguay con apenas un 0,59% y un 1,10%, respectivamente.

Tal como se observa en el cuadro 4, todos los países de América Latina analizados presentaron índices negativos con respecto a los cambios en la PTF en el primer período estudiado (1962-1970). Esta situación cambió en los decenios siguientes, cuando en algunos países se registraron índices positivos. De los cuadros 7 y 8 se desprende que todos los países, con excepción de Jamaica, presentaron índices positivos en el cambio de la PTF en las décadas de 1990 y 2000. La tasa promedio de crecimiento de la productividad brasileña durante todo el período analizado fue de un 0,9% anual (véase el cuadro 3).

En el cuadro 8 se advierte que en el análisis de la década de 2000 se observó un crecimiento económico positivo (promedio del 2,5%) en todos los países, excepto en Jamaica, donde el producto disminuyó alrededor de un 0,04%. Destaca el caso de Chile, donde el crecimiento fue del 4,5%. También cabe señalar que el progreso técnico y las economías de escala fueron positivos en todos los países. No obstante, mientras que en algunos de ellos se registraron índices positivos con respecto a las ganancias distributivas, como en el caso del Brasil, en otros se observaron signos negativos, como en el caso del Uruguay.

## VI

### Consideraciones finales

Al examinar la PTF y su descomposición en América Latina en el período de 1960 a 2010 mediante un modelo de frontera estocástica, que incluye variables macroeconómicas de ineficiencia técnica, se observa que, en general, esas variables tienen un efecto significativo que permite una mejor comprensión de la ineficiencia técnica en toda la región.

El carácter significativo se constató tanto por medio de pruebas de verosimilitud como por el parámetro  $\gamma$ , de valor de 0,51, en la estimación del modelo.

Las variables más importantes en la explicación de la ineficiencia técnica de los países, es decir, las

que presentan una relación positiva con la ineficiencia, son el gasto público y la tasa de inflación. En otras palabras, cuanto mayores sean esas tasas mayor será la correspondencia de la ineficiencia técnica.

Por otra parte, la variable correspondiente a la desviación de los precios locales con respecto a la paridad del poder adquisitivo (utilizada como variable sustitutiva de la tasa de cambio) presenta una relación inversa con la ineficiencia técnica: a mayor desviación de este precio relativo, menor ineficiencia técnica.

Aunque poco considerable durante todo el período de referencia, el crecimiento económico medio de los

países examinados fue positivo. El Brasil es uno de los países que más se destaca, con una tasa de crecimiento del 5,5%. En el estudio de las décadas de 1960 y 1970 se aprecia que las tasas media de crecimiento brasileñas eran de alrededor del 7%, dinámica que tal vez coincide con la adopción del modelo de industrialización mediante la sustitución de importaciones en los países de la región.

Costa Rica, el Ecuador, Guatemala, México, el Paraguay y la República Dominicana también registraron tasas media de crecimiento del PIB similares, de 5,1%; 4,0%; 4,1%; 5,7%; 4,5%, y 5,4%, respectivamente. El peor desempeño en el período corresponde al Uruguay, cuya tasa media de crecimiento fue de apenas un 2,3%.

Los resultados de la descomposición del cambio en la PTF en progreso técnico, eficiencia técnica, economías de escala y ganancias distributivas varían entre los países analizados. Si bien se constató una unanimidad con respecto al progreso técnico (el promedio fue positivo en la mayoría de los países durante todo el período analizado), los resultados relativos a los demás componentes fueron distintos.

Por último, cabe subrayar que la gran ventaja de este modelo de descomposición de la PTF en relación con el conocido índice de Malmquist es la posibilidad de incorporar los efectos de escala y los efectos en la asignación en el análisis de los resultados.

#### Bibliografía

- Aigner, D.J., C.A.K. Lovell y P. Schmidt (1977), "Formulation and estimation of stochastic frontier production functions models", *Journal of Econometrics*, vol. 6, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Battese, G.E. y T.J. Coelli (1995), "A model for technical inefficiency effects in stochastic frontier production functions for panel data", *Empirical Economics*, vol. 20, N° 2, Springer.
- \_\_\_\_\_ (1993), "A stochastic frontier production incorporating a model for technical inefficiency effects", *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics*, N° 69, Armidale, University of New England.
- Battese, G.E. y G.S. Corra (1977), "Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of eastern Australia", *Australian Journal of Agricultural Economics*, vol. 21, N° 3, Canberra, Australian Agricultural and Resource Economics Society.
- Bauer, P.W. (1990), "Recent developments in the econometric estimation of frontiers", *Journal of Econometrics*, vol. 46, N° 1-2, Amsterdam, Elsevier.
- Bittencourt, A. y Marinho, E. (2007), "Produtividade e Crescimento Econômico na América Latina: A Abordagem da Fronteira de Produção Estocástica", *Estudos Econômicos*, vol. 37, N° 1, São Paulo, Instituto de Pesquisas Econômicas.
- Cárdenas, M. (2007), "Economic growth in Colombia: a reversal of fortune?", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 25, N° 53, Bogotá, Banco de la República.
- Coelli, T.J., D.S.P. Rao y G.E. Battese (1998), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishers.
- De Gregorio, J. (1992), "Economic growth in Latin America", *Journal of Development Economics*, vol. 39, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Fajnzylber, P., N. Loayza y C. Calderón (2002), *Economic Growth in Latin America and the Caribbean: Stylized Facts, Explanation and Forecasts*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Färe, R. y otros (1994), "Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries", *American Economic Review*, vol. 84, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- \_\_\_\_\_ (1992), "Productivity changes in Swedish pharmacies 1980-1989: a non-parametric Malmquist approach", *Journal of Productivity Analysis*, vol. 3, N° 1-2, Springer.
- Färe, R., S. Grosskopf y P. Roos (1998), "Malmquist productivity indexes: a survey of theory and practice", *Index Numbers: Essays in Honour of Sten Malmquist*, Kluwer Academic Publishers.
- Griliches, Z. (1996), "The discovery of the residual: a historical note", *Journal of Economic Literature*, vol. 34, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Henningesen, A. y C.H. Henning (2009), "Imposing regional monotonicity on translog stochastic production frontiers with a simple three-step procedure", *Journal of Productivity Analysis*, vol. 32, N° 3, Springer.
- Johnson, A.L. y T. Kuosmanen (2012), "One-stage and two-stage DEA estimation of the effects of contextual variable", *European Journal of Operational Research*, vol. 220, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Klein, P.G. y H. Luu (2001), *Politics and Productivity*, Merrill Lynch Capital Markets Bank Ltd.
- Kodde, D.A. y F.C. Palm (1986), "Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions", *Econometrica*, vol. 54, N° 5, Nueva York, The Econometric Society.
- Kumbhakar, S.C. (2000), "Estimation and decomposition of productivity change when production is not efficient", *Econometric Reviews*, vol. 19, N° 4, Taylor & Francis.
- Kumbhakar, S.C. y C.A.K. Lovell (2003), *Stochastic Frontier Analysis*, Nueva York, Cambridge University Press.
- Laborda, L., D. Sotelsek y J.L. Guasch (2011), "Innovative and absorptive capacity of international knowledge: an empirical analysis of productivity sources in Latin American countries", *Latin American Business Review*, vol. 12, N° 4, Taylor & Francis.
- Lee, C.Y. y otros (2013), "A more efficient algorithm for convex nonparametric least squares", *European Journal of Operational Research*, vol. 227, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Maudos, J., J.M. Pastor y L. Serrano (1999), "Total factor productivity measurement and human capital in OECD countries", *Economics Letters*, vol. 63, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Meeusen, W. y V.D. Broeck (1977), "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error", *International Economic Review*, vol. 18, N° 2, Wiley.
- Orea, L. (2002), "Parametric decomposition of a generalized Malmquist productivity index", *Journal of Productivity Analysis*, vol. 18, N° 1, Kluwer Academic Publishers.
- Pires, J.O. y F. Garcia (2004), "Productivity of nations: a stochastic frontier approach to TFP decomposition", *Econometric Society Latin American Meetings*, N° 292, Econometric Society.
- Pitt, M.M. y L.F. Lee (1981), "The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry", *Journal of Development Economics*, vol. 9, N° 1, Amsterdam, Elsevier.



- Sauer, J., K. Frohberg y H. Hockmann (2006), "Stochastic efficiency measurement: the curse of theoretical consistency", *Journal of Applied Economics*, vol. 9, N° 1, Universidad del CEMA.
- Schmidt, P. y R. Sickles (1984), "Production frontiers and panel data", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 2, N° 4, Taylor & Francis.
- Solow, R.M. (1957), "Technical change and the aggregate production function", *Review of Economic and Statistics*, vol. 39, N° 3, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Wang, Y. y otros (2014), "Nonparametric quantile frontier estimation under shape restriction", *European Journal of Operational Research*, vol. 232, N° 2, Amsterdam, Elsevier.