

**CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS, A.C.**



**PRODUCTIVIDAD TOTAL DE FACTORES AGRÍCOLA: UN ESTUDIO  
COMPARATIVO DE LA OCDE Y AMÉRICA LATINA**

**T E S I N A**

QUE PARA OBTENER EL TÍTULO DE

**LICENCIADO EN ECONOMÍA**

PRESENTA

**MARISOL GARCÍA DE LA CRUZ**

DIRECTOR DE LA TESINA: RODOLFO CERMEÑO BAZÁN

MÉXICO, D.F. ABRIL DE 2006

## **Agradecimientos**

Mi más amplio agradecimiento al Dr. Rodolfo Cermeño por la dirección de este trabajo, por el tiempo dedicado a ello y por su paciencia para atender avances y dudas. Gracias por compartir sus conocimientos en las aulas y fuera de ellas y por su estímulo para seguir creciendo intelectualmente. Siento una enorme admiración por su dedicación y compromiso.

Quiero agradecer a mis padres Rebeca y Ramón por ser el apoyo más importante en mi vida, por su amor, comprensión y por confiar en mí, ellos representan un gran ejemplo en mi vida.

A mis hermanas, Mariana y Kary, agradezco todos los momentos juntas; gracias por entenderme, escucharme y brindarme su cariño.

Gracias a mis amigas y amigos de quienes he aprendido muchas cosas valiosas, gracias por su amistad sincera y por compartir conmigo instantes que nunca olvidaré.

Agradezco a Marcial por sus sabios consejos, por su comprensión, por su constante estímulo y por su cariño incondicional.

A todos mi mayor reconocimiento y gratitud.

## Índice

1. Introducción.....	4
2. Revisión Bibliográfica.....	6
2.1 Medición de la Tecnología Agrícola.....	6
2.2 Medición de la Productividad Agrícola.....	8
3. Metodología Econométrica.....	12
3.1 Funciones de Producción Cobb-Douglas y Translogarítmica...	12
3.2 Pruebas de Raíces Unitarias para Datos Panel.....	15
4. Datos.....	17
4.1 Descripción de Base de Datos y Variables.....	17
4.2 Estadística Descriptiva.....	18
5. Resultados Empíricos.....	20
6. Conclusiones.....	25
7. Referencias.....	27
Apéndice.....	31

# **Productividad Total de Factores Agrícola: Un Estudio Comparativo de la OCDE y América Latina**

## **1. Introducción**

Los países en desarrollo han buscado reducir la brecha tecnológica agrícola que existe con respecto a economías más avanzadas a través de diversas políticas. Sin embargo, éstas no siempre funcionan debido a múltiples factores específicos de los países, entre los que se encuentran: la dotación de recursos, los precios de los factores, las restricciones institucionales, la apertura al comercio internacional, etc.

Existen dos tipos de tecnologías agrícolas que facilitan la sustitución de factores relativamente abundantes (por lo tanto baratos) por factores relativamente escasos (por lo tanto caros): la tecnología mecánica, la cual ahorra en trabajo, y la tecnología química y biológica, la cual ahorra en tierra. Sin embargo, se requiere de investigación para generar nuevo conocimiento técnico específico para cada país, a pesar de la existencia reciente de cierto grado de convergencia en los precios de los factores y en las intensidades de uso de ellos entre países.<sup>1</sup>

La mayoría de la literatura de tecnología agrícola que compara países desarrollados con países en desarrollo, encuentra que a pesar de los grandes avances en la agricultura, la productividad de los países en desarrollo ha declinado en las pasadas cuatro décadas, ampliándose la brecha tecnológica entre éstos y los países desarrollados.<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> Ruttan (2002).

<sup>2</sup> Entre los numerosos estudios que identifican una disminución de la TFP en países en desarrollo destacan: Fulginity y Perrin (1993, 1997, 1998), Arnade (1998), Trueblood (1996), Kawagoe et al. (1985), Lau y Yotoupulus (1989), etc. Por el contrario, Nin, Arndt, y Precktel (2003) utilizan una definición distinta de tecnología para demostrar, que en estos países, la productividad creció impulsada principalmente por el cambio técnico. Bravo-Ortega y Lederman (2004) encuentran crecimiento de la TFP agrícola en las últimas cuatro décadas, pese a que la brecha entre los países en desarrollo y los desarrollados, en promedio se ha ampliado.

El objetivo de este trabajo es hacer una comparación de la tecnología agrícola en la OCDE y América Latina. Se seguirá el enfoque de la productividad total de factores agrícola (TFP por sus siglas en inglés) utilizando funciones de producción tipo Cobb-Douglas y Translogarítmica. En particular, se busca caracterizar la dinámica de la tecnología agrícola entre estos dos grupos de países y entre los países que los conforman. Uno de los aspectos destacables de este estudio es que considera explícitamente la no estacionariedad de las variables para lo cual se utilizan pruebas de raíces unitarias y cointegración en panel.

El periodo de estudio es de 1961 a 1991 con información anual para 46 países sobre producto e insumos agrícolas (tierra, trabajo, fertilizantes, ganado y capital físico). En primer lugar, se caracterizan las series del producto y de los insumos para ambos grupos. Las pruebas de raíces unitarias para panel permiten concluir que todas las series son integradas de orden uno, lo cual implica que antes de proceder a estimar la TFP es necesario verificar si existe cointegración, es decir, si existe una relación de equilibrio de largo plazo entre los insumos y el producto. Para esto se sigue un enfoque similar al de Engle-Granger (1987), aplicando pruebas de raíces unitarias sobre los residuales de las funciones de producción estimadas. En general, se encuentra evidencia consistente de cointegración por lo que se procede a obtener los niveles tecnológicos (TFP).

Se encuentra que las funciones de producción son estables para América Latina y la OCDE a lo largo de todo el periodo, y que la función de producción Translogarítmica es una mejor especificación para estimar el producto agrícola. Se concluye que la OCDE tiene un nivel de tecnología agrícola superior que América Latina; sin embargo, Latinoamérica presenta una mayor tasa de crecimiento en la tecnología agrícola. Cabe destacar que el nivel de tecnología agrícola de los países desarrollados se mantiene casi constante a lo largo de las tres décadas de estudio. Al

hacer un análisis por país se encuentra que los países con los mayores niveles de tecnología agrícola durante todo el periodo son Surinam en América Latina, y Estados Unidos en la OCDE. Mientras que los países con los menores niveles de tecnología son Honduras e Islandia, en cada grupo. Con respecto a las tasas de crecimiento de la tecnología agrícola, los países con las menores tasas son República Dominicana en Latinoamérica, e Islandia en la OCDE; mientras que los países con las mayores tasas de crecimiento son Costa Rica y Holanda, respectivamente.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 se presentan los estudios precedentes más relevantes; en la sección 3 se formula la metodología econométrica que se utilizará en este trabajo; en la sección 4 se describen los datos y se presenta la estadística descriptiva; en la sección 5 se muestran los resultados empíricos y, finalmente, en la última sección se ofrecen algunas conclusiones.

## **2. Revisión Bibliográfica**

### **2.1 Medición de la Tecnología Agrícola**

Modelar empíricamente el nivel y/o el progreso tecnológico es una tarea compleja puesto que éste no es observable. Un enfoque para hacerlo es a través del “residual de Solow” (Solow 1957), definido por el residual de la estimación de una función de producción, el cual mide el crecimiento de la tecnología como el crecimiento del producto que no es contabilizado por el crecimiento de los insumos. Cuando este enfoque es aplicado a datos sobre el tiempo, la tecnología es modelada como una tendencia de tiempo lineal en la transformación logarítmica de la función de producción, lo cual implica una tasa de progreso tecnológico constante a través del tiempo, es decir, que la causa del cambio tecnológico es el paso del tiempo. Lo anterior

impide capturar cambios en niveles tecnológicos más allá de fluctuaciones aleatorias alrededor de una tendencia suave.<sup>3</sup>

Otro enfoque es aproximar el nivel tecnológico por la inclusión de insumos no tradicionales en la función de producción como variables de capital humano, de inversión en investigación y desarrollo, y de comercio internacional. Sin embargo, estudios recientes muestran alternativas superiores para modelar el nivel tecnológico. Baltagi y Griffin (1988) y Baltagi, Griffin y Rich (1995) formulan un índice de cambio técnico, industrial y por empresa, respectivamente, a partir de una función de producción general para un panel de empresas en una misma industria. Específicamente, permiten que variables dummy de tiempo sean combinadas bajo un procedimiento de estimación no lineal para obtener un índice general de cambio tecnológico que puede ser neutral y aumentativo en la escala.

Dentro de la literatura de funciones de producción agrícola Cermeño, Maddala y Trueblood (2003) y, Cermeño y Vázquez (2005) muestran que una representación dinámica del nivel tecnológico es más flexible y permite capturar fluctuaciones, tales como aceleraciones y desaceleraciones a lo largo del tiempo. Utilizan una función de producción tipo Cobb-Douglas y Translogarítmica, respectivamente, junto con una representación estocástica dinámica para el nivel tecnológico no observable. Asimismo Bravo-Ortega y Lederman (2004) estiman el crecimiento de la TFP incorporando a su modelo una tendencia de tiempo junto con su término cuadrático para capturar la tasa promedio de crecimiento de la TFP, y la interacción de la tendencia de tiempo con el logaritmo natural de cada factor, con el fin de recobrar diferentes tasas de progreso técnico para cada país asociadas con cambios en las dotaciones de cada factor de producción.

---

<sup>3</sup> Cermeño, Maddala y Trueblood (2003).

## 2.2 Medición de la Productividad Agrícola

En la investigación comparativa internacional de la productividad agrícola, Ruttan (2002) identifica tres enfoques principales. El primero se basa en la medición de índices y razones de productividad parcial, tales como el producto por trabajador o el producto por hectárea. Collin Clark (1940) fue el primero en hacer comparaciones entre países del producto por trabajador y producto por hectárea. A finales de los años sesenta Hayami (1969), Hayami e Inagi (1969) y Hayami, Miller, Wade y Yamashita (1971) observaron enormes diferencias en productividad de tierra y trabajo entre países y regiones del mundo e identificaron varias trayectorias de crecimiento del producto explicadas por cambios en tierra y trabajo.

El segundo enfoque se basa en la estimación de funciones de producción y la construcción de estimadores de productividad multifactorial. Dentro de este enfoque se encuentran los trabajos de Hayami y Ruttan (1970) y Kawagoe, Hayami y Ruttan (1985)<sup>4</sup> los cuales estiman funciones de producción tipo Cobb-Douglas de países desarrollados y no desarrollados utilizando insumos convencionales: tierra, trabajo, ganado, maquinaria y fertilizantes.<sup>5</sup> Estos estudios identifican que las diferencias de productividad entre grupos de países son explicadas a partir de los coeficientes de elasticidad obtenidos, básicamente encuentran que las elasticidades de producto insumo son mayores para los países desarrollados que para países en desarrollo. De acuerdo con sus resultados, países desarrollados presentan retornos crecientes a escala y países en desarrollo, retornos constantes a escala. También hacen comparaciones de productividad laboral para cada uno de los grupos y para cada uno de los países con respecto a Estados Unidos.

---

<sup>4</sup> También destaca el trabajo de Lau y Yotopolous (1989) el cual utiliza meta funciones de producción agrícola entre países.

<sup>5</sup> El ganado es considerado como una medida de la dotación interna de factores de los países.



El tercer enfoque ha tratado de probar la convergencia de niveles de productividad multifactorial y tasas de crecimiento agrícola entre países desarrollados y menos desarrollados. Algunos estudios dentro de este enfoque son Thirtle, Hadley y Townsend (1995), Fulginiti y Perrin (1997, 1998), Lusigi y Thirtle (1997), Arnade (1998), Ball *et al.* (2001), Chavas (2001), Trueblood y Coggins (2001), Suhariyanto y Thirtle (2001), Lusigi, Suhariyanto y Thirtle (2001), Lusigi, Piesse, Suhariyanto y Thirtle (2003) y Nin, Arndt y Preckel (2003). Estos estudios han empleado el índice Malmquist o un enfoque de productividad de frontera. La idea básica del índice Malmquist es construir la mejor práctica, o frontera, y comparar cada país con respecto a ella aplicando un método de programación lineal. Este índice permite que la combinación de insumos varíe en la frontera eficiente en lugar de sólo tener funciones de producción con coeficientes fijos. El cambio en productividad multifactorial se puede dividir en cambio técnico y cambio eficiente, en donde el cambio técnico mide el cambio de la mejor práctica y, el cambio eficiente, la diferencia entre la práctica promedio y la frontera de productividad de la mejor práctica. Estos estudios generalmente indican una amplitud del rezago de productividad agrícola entre países desarrollados y no desarrollados para el periodo de los años sesenta a los años noventa.

Dentro del segundo enfoque se han hecho algunas variaciones. Recientemente muchos estudios han utilizado funciones de producción más generales que la función de producción Cobb-Douglas. Además, han cambiado la forma de medir la tecnología agrícola y han incluido variables explicativas que valoran políticas económicas particulares y que reflejan cierto tipo de calidades humanas y naturales.

Particularmente, Mundlak, Larson y Butzer (1999) argumentan que la producción tecnológica es heterogénea entre agricultores y que la tecnología implementada es endógena y es determinada conjuntamente con el nivel de insumos.

Por lo tanto, un cambio en las variables de estado afecta tanto la tecnología como los insumos, lo que da lugar a que la función de producción varíe entre agricultores. Para superar este problema los autores proponen descomponer los cambios en productividad en tres componentes: en un proceso *between-time* que captura los cambios que son originados por cambios en la tecnología (cambio técnico), en un proceso *between-country* que captura los cambios que toman lugar cuando la tecnología disponible se mantiene constante pero otras variables de estado difieren entre países y, en un proceso *within-country-time* que representa los cambios en productos, insumos y variables de estado cuando la tecnología disponible se mantiene constante. Los resultados indican que la tecnología agrícola es intensiva en capital y sustentan una función de producción con retornos constantes a escala.

Martin y Mitra (2001) estiman el crecimiento de la productividad total de factores (TFP) para 50 países de 1967 a 1992, utilizando funciones de producción tipo Cobb-Douglas y Translogarítmica en el sector agrícola y manufacturero, e investigan si el crecimiento de productividad por país converge con Estados Unidos en cada uno de los sectores. El estudio encuentra evidencia de altas tasas de progreso tecnológico tanto en el sector agrícola como en el manufacturero; sin embargo, el progreso es más rápido en la agricultura que en la manufactura. Asimismo encuentran convergencia en la productividad para 28 de 48 países en el caso de la agricultura, mientras que en el sector manufacturero sucede para seis de 37 países (excluyendo Estados Unidos).

Por otro lado, Bravo-Ortega y Lederman (2004) estiman el crecimiento en la productividad total de factores (TFP) para un panel de países utilizando una función de producción Translogarítmica durante el periodo 1960 a 2000, y estudian los determinantes de la productividad agrícola controlando por infraestructura y otros bienes. La evidencia sugiere que el crecimiento de la TFP agrícola para países en

desarrollo ha sido positivo durante las últimas cuatro décadas; sin embargo, en promedio, el rezago en la productividad agrícola entre los países en desarrollo y los desarrollados se ha ampliado. De los resultados econométricos el estudio concluye que la capacidad de generación eléctrica per cápita es un factor importante para impulsar la productividad agrícola, mientras que el analfabetismo, los caminos y la disponibilidad de crédito han tenido efectos negativos. Para Latinoamérica y El Caribe los caminos pavimentados influyen positivamente sobre la productividad agrícola, mientras que el efecto de la generación eléctrica ha disminuido desde los años noventa.

Los trabajos de Cermeño, Maddala y Trueblood (2003) y Cermeño y Vázquez (2005) asumen una función de producción Cobb-Douglas y Translogarítmica, respectivamente, donde el nivel tecnológico no observado es modelado como un proceso estocástico dinámico. El modelo es aplicado a datos agregados de insumos y productos agrícolas por grupos de países. Los resultados sugieren que el rezago tecnológico agrícola entre países desarrollados y no desarrollados se ha incrementado considerablemente entre 1961 y 1991 sugiriendo una divergencia de niveles tecnológicos en lugar de convergencia. Adicionalmente Cermeño y Vázquez (2005) muestran que el nivel tecnológico está directamente relacionado con el gasto en investigación y desarrollo, capital humano y apertura al comercio internacional, aunque señalan que esta relación no es robusta entre los diferentes grupos de países considerados.

### 3. Metodología Econométrica

#### 3.1 Funciones de Producción Cobb-Douglas y Translogarítmica

El presente trabajo está relacionado con el segundo enfoque mencionado en la sección anterior. El modelo a utilizar parte de una función de producción general de la forma:

$$y_{it} = f(x_{it}^1, \dots, x_{it}^k) + v_{it}.$$

Donde  $i=1, \dots, N$  son las unidades de corte transversal;  $t=1, \dots, T$  son las unidades de tiempo para cada  $i$ ;  $y_{it}$  es el logaritmo natural del nivel de producto;  $x_{it}^j$  es el logaritmo natural de la cantidad de cada insumo ( $j=1, \dots, k$ ) y el término  $v_{it}$  es el nivel tecnológico medido como el residual de Solow, que en este estudio será la productividad total de factores (TFP).

La función  $f(\cdot)$  será representada por una función de producción tipo Cobb-Douglas y una función de producción Translogarítmica. La función de producción Cobb-Douglas ha sido tradicionalmente usada para hacer comparaciones de productividad agrícola y cambio tecnológico a nivel internacional. Esta función implica una relación homogénea entre el producto y los insumos. Recientemente se ha utilizado la función de producción Translogarítmica que es una función más general que la Cobb-Douglas y permite medir no solamente la contribución directa de cada insumo, sino también sus rendimientos y complementariedades con los demás insumos, lo cual resulta en elasticidades insumo producto y de sustitución variables.<sup>6</sup> Uno de los objetivos del trabajo es comparar los resultados de ambas estimaciones y corroborar empíricamente la superioridad de la función Translogarítmica sobre la función de producción Cobb-Douglas.

Existen algunos problemas en cuanto a la estimación de las funciones de producción. El primer problema es de identificación, el cual surge porque los productos

---

<sup>6</sup> Cermeño y Vázquez (2005)

y los insumos son escogidos simultáneamente por los productores de manera óptima, por lo tanto considerar a los insumos fijos en una regresión puede no ser apropiado. Una alternativa para solucionar dicho problema es utilizando información de precios y, apelando al principio de dualidad, estimar funciones de costos. Sin embargo, esta alternativa no es viable dada la poca o nula disponibilidad de información sobre precios de los insumos agrícolas para cada país; por lo tanto, se considerarán a los insumos como dados. Un segundo problema es la medición de tecnología debido a que ésta no es observable. Los productores conocen la tecnología y la toman en cuenta en el proceso de optimización, lo cual no es el caso para el econométrista.<sup>7</sup>

Se ha demostrado que existe heterogeneidad en los niveles de tecnología dentro de grupos de países debido a factores específicos no observados de cada país (Cermeño y Vázquez 2005) por lo tanto se incluirán efectos fijos en las estimaciones de las funciones de producción. Además, se incluirá una tendencia de tiempo lineal para capturar el crecimiento tecnológico autónomo.

La función de producción Cobb-Douglas se representa como:

$$y_{it} = \sum_j \alpha_j x_{it}^j + \varepsilon_{it} \quad (1).$$

La función de producción Translogarítmica es especificada como:

$$y_{it} = \sum_j \alpha_j x_{it}^j + \frac{1}{2} \sum_j \sum_h \beta_{jh} x_{it}^j x_{it}^h + \varepsilon_{it} \quad (2).$$

El término de error  $\varepsilon_{it}$  se define de la siguiente forma:

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + \lambda t + \eta_{it}$$

Donde  $\mu_i$  son los efectos individuales que varían entre unidades de corte transversal y son constantes a través del tiempo,  $\lambda t$  es una tendencia de tiempo lineal

---

<sup>7</sup> Cermeño, Maddala y Trueblood (2003)

fija que representa el crecimiento tecnológico autónomo y,  $\eta_{it}$  es la parte del error que varía de manera independiente entre unidades de corte transversal y unidades de tiempo.

Las elasticidades insumo producto para el insumo  $j$  de las funciones de producción anteriores son:

Para la función Cobb-Douglas:

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial x_{it}^j} = \alpha_j \quad (3).$$

Para la función Translogarítmica:

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial x_{it}^j} = \alpha_j + \beta_{jj} x_{it}^j + \sum_h \beta_{jh} x_{it}^h \quad (4).$$

Como se puede apreciar, la elasticidad de la función de producción Cobb-Douglas es constante, mientras que la elasticidad de la función de producción Translogarítmica incluye no solamente efectos directos (primer término), sino también los cambios en los rendimientos (segundo término) y un efecto indirecto del insumo  $j$  con los demás insumos (tercer término). Además esta elasticidad insumo producto es variable puesto que depende de los niveles específicos de los insumos. En la práctica, la elasticidad insumo producto de la función Translogarítmica se evalúa con los valores promedio de los insumos.

Existen dos aspectos importantes a evaluar. El primero, es la identificación de efectos individuales significativos en el proceso tecnológico a través de una prueba que tiene como hipótesis nula  $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_n$ . El segundo, es conocer si se justifican las estimaciones de la función Translogarítmica a través de una prueba donde los términos cuadráticos y cruzados de esta función son cero, en cuyo caso la hipótesis nula es  $H_0: \beta_{jh} = 0$ . Ambas hipótesis se evalúan utilizando la prueba de Wald.

### 3.2 Pruebas de Raíces Unitarias para Datos Panel

El enfoque de la econometría de datos panel ha cambiado hacia el estudio de paneles con un número de unidades de corte transversal y de tiempo grandes. El hecho de que las unidades de tiempo crezcan al infinito en panel ha generado la necesidad de examinar los aspectos de no estacionariedad y cointegración, tópicos inicialmente utilizados en series de tiempo. Este conjunto de datos podría ser visto como una colección de varias series de tiempo o series de tiempo multivariadas. En general, se han encontrado dos diferencias importantes entre datos panel y series de tiempo. La primera es que la mayoría de pruebas y estimadores en panel tienen distribuciones normales en el límite y en el caso de la regresión espuria los estimadores panel son consistentes.

Las pruebas estadísticas de raíces unitarias para panel son:

1. *Prueba de Levin y Lin (1992)*. Esta prueba considera el modelo:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + z_{it}^T \gamma + u_{it},$$

donde  $z_{it}$  es el componente determinístico el cual puede ser  $\{0, 1, \mu_i$  (efectos fijos) o,  $\mu_i$  & tendencia}, y  $u_{it}$  es un proceso estacionario. La prueba asume que  $u_{it}$  es iid  $(0, \sigma_u^2)$  y que hay homogeneidad en el panel, es decir, que  $\rho_i = \rho$  para todo  $i$ . La hipótesis nula es que hay raíz unitaria,  $H_0 : \rho = 1$ , versus la hipótesis alternativa de que todas las series son estacionarias en el panel,  $H_a : \rho < 1$ .

2. *Prueba de Im, Pesaran y Shin (1997)*. A diferencia de la prueba anterior (LL), esta prueba permite un coeficiente heterogéneo en  $y_{it-1}$ . La prueba propone un procedimiento alternativo basado en el promedio de pruebas de raíces unitarias individuales, permitiendo que  $u_{it}$  esté serialmente correlacionado con propiedades

diferentes de correlación serial entre unidades de corte transversal. Esta prueba considera el modelo:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \delta_{ij} \Delta y_{it-j} + z_{it}^T \gamma + \varepsilon_{it}.$$

La hipótesis nula es que cada una de las series en el panel tiene raíz unitaria,  $H_0 : \rho_i = 1$ , versus la hipótesis alternativa de por lo menos una de las series individuales es estacionaria,  $H_a = \rho_i < 1$ .

3. *Breitung (2000)* estudia el poder local de las pruebas de LL e IPS contra una secuencia de alternativas locales, y encuentra que el poder de estas pruebas es muy sensible a la especificación de los componentes determinísticos. Específicamente, encuentra que estas pruebas sufren de una pérdida de poder si se incluyen tendencias individuales. Para superar este problema construye pruebas basadas en métodos alternativos *detrending*. Considera una clase de estadísticos t que no requieren una corrección por sesgo.

4. *Maddala y Wu (1999)* y *Choi (1999)* proponen pruebas tipo Fisher de la forma:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_i ,$$

las cuales combinan los valores  $p$  de las pruebas de raíces unitarias para cada corte transversal  $i$  en el panel. La prueba  $P$  se distribuye como una Chi cuadrada con  $2N$  grados de libertad cuando  $T_i \rightarrow \infty$  para todo  $N$ . La ventaja de estas pruebas es que no requieren de un panel balanceado, pueden usar diferentes rezagos en las regresiones individuales y pueden ser aplicadas a cualquier prueba de raíz unitaria. La desventaja, es que los valores  $p$  tienen que ser derivados bajo simulaciones de Monte Carlo.

5. *Hadri (1999)* propuso una prueba tipo multiplicador de Lagrange, donde la hipótesis nula es que cada una de las series en el panel es estacionaria alrededor de un



componente determinístico (constante o, constante y tendencia) versus la hipótesis alternativa de una raíz unitaria en el panel. Esta prueba se basa en las sumas parciales de

residuales,  $S_{it} = \sum_{j=1}^t \hat{e}_{ij}$  y en la varianza estimada del error  $\hat{\sigma}_e^2$  de la regresión:

$$y_{it} = z_{it}^T \gamma + e_{it}.$$

La estrategia empírica que se seguirá en este estudio consistirá en i) un análisis descriptivo de las variables, ii) la implementación de pruebas de raíces unitarias en panel a fin de determinar la no estacionariedad de las diferentes variables, iii) la implementación de pruebas de cointegración por medio de pruebas de raíces unitarias aplicadas a los residuales de la estimación Cobb-Douglas y Translogarítmica y iv) una vez corroborada la existencia de cointegración entre variables, se procederá a estimar los correspondientes índices de TFP.

## **4. Datos**

### **4.1 Descripción de Base de Datos y Variables**

La base de datos comprende el periodo de 1961 a 1991 con información anual para 46 países sobre producto e insumos agrícolas. Para evitar posibles problemas de heterogeneidad entre países, la muestra se divide en dos grupos relativamente homogéneos, los cuales se describen a continuación:

*1. OCDE:* Alemania, Australia, Austria, Bélgica-Luxemburgo, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos de América, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Irlanda, Islandia, Italia, Japón, Noruega, Nueva Zelanda, Portugal, Reino Unido, Suecia, Suiza y Turquía.

2. *América Latina*: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Surinam, Trinidad y Tobago, Uruguay y Venezuela.

Las variables utilizadas en el estudio se definen como sigue:

*Producto agrícola*: Es el valor relativo del volumen agregado de producción agrícola anual. La FAO (Organización de Agricultura y Alimentación de las Naciones Unidas) ha creado esta medida utilizando precios mundiales ponderados para cada producto de manera que las distorsiones cambiarias sean mínimas.

*Tierra*: A partir de datos de la FAO, ésta se mide como el área de cultivos arable y permanente, ajustada por el índice de calidad publicado por Peterson (1987).

*Trabajo*: Se define como la población agrícola femenina y masculina económicamente activa en el sector agrícola.

*Fertilizantes*: Esta variable mide el uso comercial de nitrógeno, potasio y fosfato en términos del nutriente equivalente que representan.

*Ganado*: Se mide agregando diferentes animales con diferentes ponderaciones, similares a las utilizadas en los estudios de Hayami y Ruttan.

*Capital en uso*: Medido en términos del número de tractores en uso.

## **4.2 Estadística Descriptiva**

La Tabla 1 muestra las tasas de crecimiento promedio anual del producto agrícola y de los insumos de América Latina y de la OCDE. La información se presenta para todo el periodo de la muestra y por décadas. Se puede observar que los cinco insumos y el producto agrícola en promedio crecieron más en América Latina que en la OCDE durante el periodo completo y durante cada una de las décadas. Sin embargo, el capital

de la OCDE tiene una tasa de crecimiento mayor que el capital de América Latina de 1961 a 1971 (8.9%).

**Tabla 1**  
**Tasas de Crecimiento Promedio Anual**

	Producto	Tierra	Trabajo	Fertilizantes	Ganado	Capital
<b>América Latina</b>	<b>2.2</b>	<b>0.9</b>	<b>0.5</b>	<b>5.9</b>	<b>1.4</b>	<b>8.0</b>
1961-1971	3.1	1.0	0.5	11.7	1.9	8.2
1972-1981	2.2	1.3	0.3	5.3	1.8	10.1
1982-1991	1.5	0.5	0.4	1.2	0.6	5.9
<b>OCDE</b>	<b>1.5</b>	<b>0.1</b>	<b>-2.7</b>	<b>2.2</b>	<b>-0.3</b>	<b>7.9</b>
1961-1971	1.8	-0.3	-3.1	5.6	-0.8	8.9
1972-1981	1.6	0.7	-2.1	1.8	0.5	9.6
1982-1991	1.1	-0.2	-3.0	-0.8	-0.7	5.2

Para los dos grupos de países, durante el periodo completo, el capital tuvo la mayor tasa de crecimiento, siendo la década de 1972 a 1981 la más importante (10.1% para AL y 9.6% para OCDE); mientras que el trabajo mostró el menor crecimiento para Latinoamérica (0.5%) y una tasa negativa importante (decrecimiento) para la OCDE (-2.7%). Esto puede indicar que en general todos los países de la OCDE hicieron uso de la tecnología mecánica sustituyendo capital por trabajo.

El producto y los fertilizantes tuvieron importantes tasas de crecimiento de 1961 a 1971 para ambos grupos; sin embargo, éstas fueron disminuyendo en las siguientes dos décadas. Este crecimiento podría deberse al auge en el sector agrícola a nivel mundial durante los años sesenta originado por la denominada “Revolución Verde”, que se caracterizó por ser un proceso basado en la utilización de cultivos altamente productivos, pesticidas químicos, fertilizantes sintéticos y la implementación de sistemas de irrigación.<sup>8</sup>

Con respecto al ganado, este insumo presenta un decrecimiento de 0.3% para la OCDE, el cual se debe mayormente al decrecimiento sufrido durante la década de 1961

<sup>8</sup> Vázquez (2004)

a 1971. Para América Latina este insumo presentó un crecimiento moderado de 1.4%. Finalmente el área de cultivos arable mostró un crecimiento modesto en ambos grupos.

## **5. Resultados Empíricos**

Como se mencionó antes, uno de los aspectos notables de este estudio es el tratamiento explícito de los tópicos de no estacionariedad y cointegración. Si las variables bajo estudio (producto e insumos agregados) son integradas de orden uno (tienen raíz unitaria) es necesario que exista cointegración entre ellas, de lo contrario los resultados serán espurios. A continuación se investigan ambos aspectos.

En primer lugar, se aplican seis pruebas estadísticas de raíces unitarias para panel (Hadri; Levin y Lin; Breitung; Im, Pesaran y Shin; ADF-Fisher, PP-Fisher) sobre el producto e insumos con el fin de conocer el orden de integración de cada serie. Los resultados de estas pruebas se presentan en la Tabla 2 del Apéndice, de los cuales se puede concluir que, para la mayoría de las pruebas, todas las series tienen raíz unitaria en niveles. Las pruebas incluyeron efectos individuales, y sólo fertilizantes se probó con efectos individuales y tendencia lo que significa que presenta una mayor volatilidad que el resto de las variables.

Dado que se encontró raíz unitaria para todas las series se procede a averiguar si hay una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables. Se aplican cuatro pruebas estadísticas de raíces unitarias para panel (Levin y Lin; Breitung, ADF-Fisher, PP-Fisher) sobre los residuales de la estimación (1) y (2) para probar si son estacionarios. Debe remarcarse que estos resultados son válidos bajo el supuesto de que los parámetros estimados de la función de producción son iguales a los parámetros poblacionales, por lo que deben ser considerados como evidencia preliminar de cointegración. La Tabla 3 muestra que bajo el supuesto anterior existe evidencia

concluyente que para los dos tipos de funciones de producción de ambos grupos de países, los residuales son  $I(0)$  o estacionarios. Dados los altos niveles de significancia de estas pruebas se considera que este resultado es consistente con la existencia de cointegración entre las variables por lo que se procede a efectuar las estimaciones respectivas.

La Tabla 4 reporta los resultados de las estimaciones de la función Cobb-Douglas y Translogarítmica para ambos grupos de países, en ella se incluyen los resultados de las pruebas F que prueban la significancia de los efectos individuales y de los productos cuadráticos y cruzados. La Tabla 5 presenta las elasticidades de los insumos y los retornos a escala correspondientes y en ella se encuentra que al parecer América Latina tiene retornos constantes a escala como lo señala (Kawagoe, Hayami y Ruttan 1985) siendo el trabajo el insumo más elástico mientras que la OCDE presenta retornos decrecientes a escala siendo el capital el insumo más elástico.

Finalmente se procede a estimar el nivel tecnológico agrícola, la productividad total de factores, a través del enfoque de “residual de Solow” que es el residual de la estimación de una función de producción. Las figuras en el apéndice muestran la TFP de América Latina y la OCDE para cada una de las funciones de producción.

Únicamente se interpretarán los resultados de la TFP y su crecimiento, provenientes de la función Translogarítmica, dado que ya se ha demostrado que esta función de producción es una mejor especificación que la función Cobb-Douglas. De los resultados de la Tabla 6 se observa que el nivel promedio de tecnología agrícola de la OCDE (34.34) es mayor que el nivel tecnológico en América Latina (0.97) debido entre otras cosas, a las estrategias y políticas seguidas por los países que conforman estos grupos. En el caso de los agricultores en países desarrollados, a diferencia de la mayoría en países en vías de desarrollo, están comercialmente orientados y

técnicamente bien informados; tienen a su disposición servicios tanto públicos como privados de financiamiento, mercadotecnia, asesoría e instituciones de investigación (Ghatak e Ingersent 1984). Además, los países desarrollados se caracterizan por destinar recursos para la investigación y desarrollo de nuevas tecnologías agrícolas, y por adoptar políticas que protegen la agricultura doméstica ofreciendo subsidios a los agricultores, mientras que en los países menos desarrollados, se ha promovido durante décadas la industria doméstica desatendiendo el sector agrícola. (Hayami y Ruttan 1985).

De la inspección gráfica de la productividad total de factores, se encuentra que a finales de los años setenta, la tecnología agrícola latinoamericana mostró los niveles más altos de todo el periodo de estudio. Esto probablemente como resultado de una rápida difusión de capacidad de investigación y una amplia adopción de tecnología mecánica y biológica que algunos países en desarrollo experimentaron durante los años sesenta y setenta (Hayami y Ruttan 1985).

Por otra parte, los resultados de la TFP indican que mientras los niveles más bajos de tecnología en Latinoamérica se registran en la segunda mitad de los años ochenta, debido entre otras cosas, a una mayor dificultad para acceder a los mercados internacionales; los países de la OCDE alcanzan los mayores niveles de tecnología a mediados de la misma década.

La diferencia en tecnología agrícola entre el año de peor desempeño con el año de mejor desempeño en América Latina equivale a un 10.46% (al comparar 0.92 que corresponde a 1987 con 1.02 en 1979), mientras que sólo equivale a un 0.15% en la OCDE (al comparar 34.31 en 1988 con 34.36 en 1984). Lo anterior nos indica que el nivel tecnológico en los países industrializados a lo largo de tres décadas se ha

mantenido casi constante, y sabemos que éste, en promedio ha sido mayor que en América Latina.

En la Tabla 6 se observa que Honduras es el país con el nivel de TFP menor de Latinoamérica (0.22). Este país es uno de los países más pobres de la región. A pesar de que la agricultura es el sector más importante en la economía del país y de que un 35% de la población está involucrada en actividades agrícolas. Es un país que usa técnicas agrícolas poco desarrolladas, no utiliza al máximo sus recursos, o los emplea en actividades de bajo rendimiento; asimismo, tiene barreras arancelarias para comerciar, no tienen un marco legal que asegure los derechos de propiedad y su comercio es limitado. Por otro lado, Surinam es el país más productivo de la región (3.22). Este país se caracteriza por tener un nivel de vida mayor que la mayoría de los países latinoamericanos, por tener recursos abundantes y porque el Estado tiene una importante participación en la economía.<sup>9</sup>

El país con menor nivel de tecnología agrícola en la OCDE es Islandia (31.03). Debido a la latitud del territorio de este país, éste es más apto para la ganadería que para la agricultura. La principal riqueza del país radica en la pesca y en la utilización industrial de la misma, lo cual se refleja en que cerca de dos terceras partes de sus exportaciones proceden de esta actividad. Por el contrario, Estados Unidos es el país de mayor nivel tecnológico agrícola de la OCDE (35.4). Este país ha asimilado con menor resistencia que cualquier otra nación las novedades técnicas. Poco más del 2% de su población activa se dedica a la agricultura, que se caracteriza por ser muy tecnificada y estar asentada sobre enormes extensiones de tierras de cultivo. El país se autoabastece, exporta grandes cantidades de productos alimenticios y sus explotaciones agrícolas adquieren cada vez más el carácter de grandes empresas.<sup>10</sup>

---

<sup>9</sup> *Enciclopedia Hispánica* (1994-1995), p. 40, 326.

<sup>10</sup> *Enciclopedia Hispánica* (1994-1995), p. 106, 263.

Finalmente, la Tabla 7 indica que América Latina tiene en promedio un mayor crecimiento de tecnología agrícola que la OCDE (0.136% y 0.058%, respectivamente). Al evaluar el crecimiento de la tecnología agrícola por país se encuentra que República Dominicana es el país con menor crecimiento (-1.21%) y Costa Rica el país con el mayor crecimiento (0.94%) en Latinoamérica. Mientras que para la OCDE Islandia reporta el menor crecimiento de tecnología (-0.79%) y Holanda el mayor (0.93%).

Probablemente el crecimiento que muestra Costa Rica se deba a que el régimen de propiedad de las tierras en este país no presenta desequilibrios tan marcados como en otros países latinoamericanos y debido a que el gobierno ha adoptado diversas medidas para mejorar el régimen de propiedad agraria a fin de incrementar su productividad.<sup>11</sup> Asimismo, Holanda se caracteriza por ser uno de los mayores productores agrícolas y por ser un gran exportador de estos productos en el mundo, a pesar de que la agricultura representa un pequeño porcentaje del ingreso nacional y de la fuerza laboral. Cabe resaltar que en este país europeo el Estado tiene una influencia directa y continua sobre el manejo de algunos sectores de la economía y especialmente sobre la política de inversión.<sup>12</sup>

En el caso de México, los resultados sugieren que su nivel tecnológico agrícola (1.76), se ubica 80.93% por arriba del nivel promedio de la región; sin embargo, presenta una tasa de crecimiento promedio de 0.39%. Las zonas susceptibles de ser cultivadas en México no sobrepasan el 15 % del territorio, no obstante, algunas de ellas son muy productivas y producen varias cosechas al año. A fines del siglo xx, la agricultura todavía absorbía una tercera parte de la mano de obra mexicana, aunque su producto bruto era muy inferior al de la industria y los servicios. El país cuenta con dos sectores agrícolas plenamente diferenciados. El primero es el sector de agricultura

---

<sup>11</sup> *Ibidem*, p.318.

<sup>12</sup> *New Encyclopedia Britannica* (1994), p. 869.



tradicional de subsistencia que sigue siendo el primero por el número de familias que lo practican, y ha variado poco desde hace siglos, éste se basa en el cultivo de pequeñas parcelas y se caracteriza por la falta de infraestructura y equipos, y por su baja productividad. Por otro lado, se encuentra un sector de agricultura con mayor tecnología, con canales regulares de comercialización de sus productos, con asesoramiento técnico regular y con un acceso fácil al crédito.<sup>13</sup>

De acuerdo con Hayami y Ruttan (1985), la clave para tener un rápido crecimiento en productividad agrícola es la capacidad para generar una tecnología agrícola viable económicamente y adaptable ecológicamente en cada país o región. Asimismo argumentan que el crecimiento de productividad continuo sobre el tiempo implica un proceso dinámico de ajuste a las dotaciones de recursos originales y a la acumulación de recursos sobre el proceso de desarrollo histórico, y una respuesta por parte de las instituciones para entender que el crecimiento potencial está sujeto a nuevas alternativas técnicas. Finalmente, los autores sugieren que el funcionamiento propicio de las interacciones entre campesinos, instituciones de investigación pública, empresarios y políticos son clave para el éxito en la generación del patrón de cambio técnico necesario para el desarrollo agrícola en cualquier economía en desarrollo.

## **6. Conclusiones**

Este trabajo hace una aportación importante al conjunto de estudios de productividad agrícola debido a que considera la no estacionariedad del producto e insumos para hacer un análisis de cointegración en panel. No obstante, una de las limitaciones de este estudio es que no cuenta con una base de datos más actualizada con

---

<sup>13</sup> *Enciclopedia Hispánica* (1994-1995), p. 101-102.

el fin de proponer políticas para impulsar a los países más rezagados en tecnología agrícola.

El estudio hace una comparación de la tecnología agrícola en la OCDE y América Latina de 1961 a 1991. Se sigue el enfoque de productividad total de factores utilizando funciones de producción tipo Cobb-Douglas y Translogarítmica. En primer lugar, se caracterizan las series del producto y de los insumos y se encuentra que todas las variables son integradas de orden uno, lo cual implica verificar si existe cointegración, es decir, si existe una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas. Para ello se aplican pruebas de raíces unitarias a los residuales de las funciones de producción estimadas, y se encuentra evidencia de cointegración por lo que las funciones de producción y sus correspondientes niveles tecnológicos estimados pueden considerarse como válidos estadísticamente. Además, los resultados indican que la función de producción Translogarítmica es una mejor especificación para estimar el producto agrícola por lo que la estimación de los niveles de la TFP y su crecimiento se hacen a partir de esta función.

En el estudio se caracteriza el nivel tecnológico como un proceso estacionario alrededor de una tendencia lineal, sin embargo, dado que los efectos individuales de cada país resultaron significativos, se argumenta que en el largo plazo los países no tenderán a un mismo nivel de tecnología. Uno de los hallazgos importantes es que el nivel tecnológico agrícola de los países desarrollados es mucho mayor que el nivel tecnológico de los países menos desarrollados, sin embargo, los resultados sugieren que el crecimiento en el nivel de tecnología agrícola ha sido más rápido para Latinoamérica que para la OCDE.

Al hacer un análisis por país se concluye que los países con los mayores niveles de tecnología durante todo el periodo son Surinam en América Latina, y Estados Unidos

en la OCDE. Mientras que los países con los menores niveles son Honduras e Islandia, en cada grupo. Con respecto a las tasas de crecimiento de la tecnología los países con las menores tasas son República Dominicana en Latinoamérica e Islandia en la OCDE; mientras que los países con las mayores tasas son Costa Rica y Holanda, respectivamente.

## 7. Referencias

Arnade, C. (1998), “Using a Programming Approach to Measure International Agricultural Efficiency and Productivity”, *Journal of Agricultural Economics*, 49, 67-84.

Ball, V., J. Bureau, J. Butault y R. Nehring (2001), “Levels of Farm Sector Productivity: An International Comparison”, *Journal of Productivity Analysis*, 15, 5-29.

Baltagi, B. y J. Griffin (1988), “A General Index of Technical Change”, *Journal of Political Economy*, 96(1):20–41.

Baltagi, B., J. Griffin y D. Rich (1995), “The Measurement of Firm-specific Indexes of Technical Change”, *The Review of Economics and Statistics*, 77(4):654–663.

Bravo-Ortega, C. y D. Lederman (2004), “Agricultural Productivity and its Determinants: Revisiting International Experiences”, *Estudios de Economía*, 31(2):133-163.

Breitung, J. (2000), “The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data”, *Advances in Economics* 15, forthcoming.

Cermeño, R., G. Maddala y M. Trueblood (2003), “Modeling Technology as a Dynamic Error Components Process: The Case of the Inter-country Agricultural Production Function”, *Econometric Review*, 22(3): 289-306.

Cermeño, R. y S. Vázquez (2005), “Technological Backwardness in Agriculture: Is it Due to Lack of R&D Expenditures, Human Capital and Openness to International Trade?” Conferencia: *Dynamics, Economic Growth and International Trade DEGIT-X*, CIDE y Copenhagen Business School, México, Junio de 2005.

Chavas, J. (2001), “An International Analysis of Agricultural Productivity”, in L. Zepeda, ed., *Agricultural Investment and Productivity in Developing Countries*, FAO, Roma. 21-37.

Choi, I. (1999), “Unit Root Tests for Panel Data”, Manuscript, Kookmin University, Korea.

- Collin, C. (1940), *The Conditions of Economic Progress, First Edition*. Londres: Macmillan, Tercera Edición, 1957.
- Engle, R. y C. Granger (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.” *Econometrica* 55: 251-76.
- Fulginiti, L. y R. Perrin (1993), “Prices and Productivity in Agriculture”, *The Review of Economics and Statistics*, 75(3): 471–482.
- Fulginiti, L. y R. Perrin (1997), “LDC Agriculture: Nonparametric Malmquist Productivity Indexes”, *Journal of Development Economics*, 53, 373-390.
- Fulginiti, L. y R. Perrin (1998), “Agricultural Productivity in Developing Countries”, *Journal of Agricultural Economics*, 19, 45-51.
- Ghatak, S. y K. Ingersent (1984), *Agriculture and Economic Development*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press.
- Hadri, K. (1999), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root in Panel Data with Serially Correlated Errors”, Manuscript, Department of Economics and Accounting, University of Liverpool, United Kingdom.
- Hayami, Y. (1969), “Industrialization and Agricultural Productivity: An International and Comparative Study”, *Developing Economies*, 7, 3-21.
- Hayami, Y. y K. Inagi (1969), “International Comparisons of Agricultural Productivity”, *Farm Economist*, 11, 407-419.
- Hayami, Y. y V. Ruttan (1970), “Agricultural Productivity Differences among Countries”, *American Economic Review*, 40, 895-911.
- Hayami, Y. et al. (1971), *An International Comparison of Agricultural Production and Productivities*. St. Paul, Minn.:University of Minnesota Agricultural Experiment Station Technical Bulletin 277.
- Hayami, Y. y V. Ruttan (1985), *Agricultural Development*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press.
- Im, K., M. Pesaran y Y. Shin (1997), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, Manuscript, Department of Applied Economics, Working Paper Núm. 9526, University of Cambridge, United Kingdom.
- Kawagoe, T., Y. Hayami y V. Ruttan (1985), “The Intercountry Agricultural Production Function and Productivity Differences among Countries”, *Journal of Development Economics*, 19, 113-132.
- Lau, L. y P. Yotopoulos (1989), “The Meta-Production Function Approach to Technological Change in World Agriculture”, *Journal of Development Economics*, 31, 241-269.

- Levin, A. y C. Lin (1992), “Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”, Discussion paper núm. 92-93, University of California en San Diego.
- Lusigi, A. y C. Thirtle (1997), “Total Factor Productivity and the Effects of R&D in African Agriculture”, *Journal of International Development*, 9, 529-538.
- Lusigi, A., K. Suhariyanto y C. Thirtle (2001), “Productivity Growth and Convergence in Asian and African Agriculture”, in *Asia and Africa in Comparative Economic Perspective*, P. Lawrence y C. Thirtle, eds. Londres: Palgrave, 258-74.
- Lusigi, A., J. Piesse, K. Suhariyanto y C. Thirtle (2003), “Multi-factor Agricultural Productivity, Efficiency and Convergence in Botswana, 1981–1996”, *Journal of Development Economics*, 71, 605 – 624.
- Maddala, G.S. (1999), “On the Use of Panel Data Methods with Cross Country Data”, *Annales d’Economie et de Statistique*, 55-56: 429-448.
- Martin, W. y D. Mitra (2001), “Productivity Growth and Convergence in Agriculture and Manufacturing”, *Economic Development and Cultural Change*, 49(2): 403-422.
- Mundlak, Y., D. Larson y R. Butzer (1999), “Rethinking Within and Between Regressions: The Case of Agricultural Production Functions”, *Annales d’Economie et de Statistique*, núm. 55-56, pp. 476-501.
- Nin, A., C. Arndt y P. Preckel (2003), “Is Agricultural Productivity in Developing Countries Really Shrinking? New Evidence Using a Modified Nonparametric Approach”, *Journal of Development Economics*, 71, 395-415.
- Peterson, W. (1987), “International Land Quality Indexes”. University of Minnesota Dept. of Agr. and Applied Econ. Staff Paper P87-10.
- Ruttan, V. (2002), “Productivity Growth in Agriculture: Sources and Constraints”, *Journal of Economic Perspectives*, 16(4): 161-184.
- Solow, R. (1957), “Technical Change and the Aggregate Production Function”, *The Review of Economics and Statistics*, 39(3): 312–320.
- Suhariyanto, K. y C. Thirtle (2001), “Asian Agricultural Productivity and Convergence”, *Journal of Agricultural Economics*, 52, 96-110.
- Thirtle, C., D. Hadley y R. Townsend (1995), “A Multilateral Malmquist Productivity Index Approach to Explaining Agricultural Growth in Sub-Saharan Africa”, *Development Policy Review*, 13(4):323-348.
- Trueblood, M. (1996), “An Intercountry Comparison of Agricultural Efficiency and Productivity”, Ph.D. dissertation, University of Minnesota.

Trueblood, M. y J. Coggins (2001), "Intercountry Agricultural Efficiency and Productivity: A Malmquist Index Approach", Washington, D.C., U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service, Junio.

Vázquez, S. (2004), "Cambio Tecnológico y Productividad en la Agricultura: Un Análisis Internacional Comparativo con Datos Panel", Tesina de Licenciatura en Economía, México, CIDE.

## Apéndice

**Tabla 2**  
**Pruebas Estadísticas de Raíz Unitaria para Producto e Insumos Agrícolas**

OCDE	Asumen procesos de raíz unitaria común						Asumen procesos de raíz unitaria individual					
	Hadri		Levin y Lin		Breitung		Im, Pesaran y Shin		ADF-Fisher		PP - Fisher	
Variable	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.
Producto	17.13	0.00	-2.74	0.00	1.88	0.97	1.88	0.97	26.00	0.99	45.58	0.49
Tierra	13.88	0.00	-5.25	0.00	3.01	1.00	0.00	0.50	62.62	0.05	75.58	0.00
Trabajo	17.97	0.00	-0.38	0.35	-1.05	0.15	5.56	1.00	16.88	1.00	23.19	1.00
Fertilizantes	13.39	0.00	-0.01	0.50	-8.29	0.00	4.68	1.00	20.29	1.00	40.34	0.71
Ganado	11.23	0.00	-3.40	0.00	2.93	1.00	-0.61	0.27	61.32	0.06	64.27	0.04
Capital	17.68	0.00	-8.55	0.00	5.71	1.00	-0.70	0.24	62.61	0.05	137.55	0.00
<b>América Latina</b>												
Producto	16.81	0.00	-3.98	0.00	1.23	0.89	1.07	0.86	36.09	0.85	63.08	0.05
Tierra	16.38	0.00	-7.25	0.00	2.45	0.99	-0.07	0.47	92.40	0.00	78.34	0.00
Trabajo	16.88	0.00	-0.39	0.35	1.17	0.88	2.63	1.00	32.46	0.93	46.05	0.47
Fertilizantes	9.18	0.00	-0.46	0.32	-3.91	0.00	0.17	0.57	50.53	0.30	86.20	0.00
Ganado	14.45	0.00	-5.52	0.00	4.54	1.00	-1.47	0.07	66.36	0.03	115.13	0.00
Capital	17.56	0.00	-2.81	0.00	3.63	1.00	3.73	1.00	22.70	1.00	78.01	0.00

1) Las probabilidades para las pruebas Fisher se calculan usando una distribución asintótica Chi cuadrada. Las demás pruebas asumen normalidad asintótica.

2) La prueba estadística Hadri tiene como hipótesis nula estacionariedad (No raíz unitaria). La hipótesis nula de las demás pruebas es que hay raíz unitaria.

3) Todas las variables son observaciones anuales en logaritmos.

4) La pruebas están calculadas con efectos individuales basado en observaciones preliminares. Fertilizantes, con efectos individuales y tendencia.

5) Pruebas con selección de rezagos basados en Akaike Modificado y selección bandwidth usando bartlett kernel.

**Tabla 3**  
**Pruebas Estadísticas de Raíz Unitaria para Residuales**

	AL		OCDE		Prob.
	Función	Función	Función	Función	
	Cobb-Douglas Estadístico	Translogarítmica Estadístico	Cobb-Douglas Estadístico	Translogarítmica Estadístico	
<u>Asumen procesos de raíz unitaria común</u>					
Levin yLin	-6.26	-8.50	-7.25	-8.96	0.00
Breitung	-4.48	-5.31	-4.56	-6.02	0.00
<u>Asumen procesos de raíz unitaria individual</u>					
ADF - Fisher Chi-cuadrada	116.15	151.66	145.44	170.37	0.00
PP - Fisher Chi-cuadrada	174.41	244.17	272.97	280.11	0.00

1) Las probabilidades para las pruebas Fisher se calculan usando una distribución asintótica Chi cuadrada.

Las demás pruebas asumen normalidad asintótica.

2) La hipótesis nula de las pruebas es que hay raíz unitaria.

3) La pruebas están calculadas sin ningún componente determinístico

4) Pruebas con selección de rezagos basados en Akaike Modificado y selección bandwidth usando bartlett kernel.



**Tabla 4**  
**Estimación de Funciones de Producción Agrícola**

	América Latina		OCDE	
	Función	Función	Función	Función
	Cobb Douglas	Translogarítmica	Cobb Douglas	Translogarítmica
Tendencia	0.01 (5.94)***	0.004 (2.52)***	0.02 (15.20)***	0.004 (2.47)***
Tierra	0.27 (6.39)***	3.76 (9.75)***	-0.02 (-1.53)	1.61 (4.62)***
Trabajo	0.37 (9.17)***	2.41 (8.80)***	0.10 (3.37)***	-0.21 (-0.72)
Fertilizantes	0.09 (9.83)***	0.21 (2.97)***	0.12 (8.78)***	-0.14 (-0.55)
Ganado	0.22 (7.37)***	-1.79 (-7.34)***	-0.02 (-0.90)	-2.53 (-6.58)***
Capital	0.01 (0.58)	-0.25 (-2.70)***	-0.01 (-0.99)	-0.96 (-7.85)***
Tierra^2		-0.08 (-0.86)		0.18 (5.02)***
Trabajo^2		-0.34 (-4.58)***		0.08 (2.59)***
Fertilizantes^2		0.03 (3.60)***		-0.08 (-3.99)***
Ganado^2		0.33 (9.12)***		0.16 (6.96)***
Capital^2		0.07 (7.17)***		-0.01 (-0.64)
Tierra*Trabajo		0.09 (1.43)		-0.07 (-2.16)**
Tierra*Fertilizantes		-0.03 (-1.47)		-0.05 (-2.80)***
Tierra*Ganado		-0.28 (-5.50)***		-0.11 (-4.40)***
Tierra*Capital		0.07 (3.58)***		-0.01 (-1.27)
Trabajo*Fertilizantes		0.01 (0.37)		0.05 (3.07)***
Trabajo*Ganado		-0.01 (-0.24)		0.03 (1.44)
Trabajo*Capital		-0.03 (-1.81)*		-0.04 (-4.05)***
Fertilizantes*Ganado		-0.0003 (-0.03)		0.01 (0.67)
Fertilizantes*Capital		-0.02 (-2.12)**		0.07 (6.25)***
Ganado*Capital		-0.05 (-3.38)***		0.04 (3.26)***
R <sup>2</sup>	0.994	0.997	0.997	0.998
Suma de residuales al cuadrado	8.46	5.16	4.44	3.07
DW	0.42	0.68	0.57	0.81
No efectos individuales	92.42	62.57	460.36	313.24
Ho: $\alpha_i = \alpha_j$	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
Modelo Cobb-Douglas		28.53		19.90
Ho: $\beta_{ji} = 0$		[0.00]		[0.00]

1)Variable dependiente es lny. Todas las variables son observaciones anuales en logaritmos.

2)Todas las especificaciones contienen Efectos Fijos.

3)Estadísticos t entre paréntesis. \* significativo al 10%, \*\* significativo al 5% y \*\*\* significativo al 1%

4)Valores p de prueba F en corchetes

**Tabla 5**  
**Retornos a Escala y Elasticidades para las Estimaciones de Función Agrícola**

	Retornos a escala	Elasticidades				
		Tierra	Trabajo	Fertilizantes	Ganado	Capital
<b>Cobb-Douglas</b>						
América Latina	0.96	0.27	0.37	0.09	0.22	0.01
OCDE	0.17	-0.02	0.10	0.12	-0.02	-0.01
<b>Translogarítmica</b>						
América Latina	1.06	0.14	0.41	0.09	0.35	0.08
OCDE	0.48	0.10	0.09	0.12	0.02	0.15

**Tabla 6**  
**TFP Promedio por Grupo y por País 1961-1991**

	Función Cobb-Douglas	Función Translogarítmica		Función Cobb-Douglas	Función Translogarítmica
<b>AL</b>	<b>5.05</b>	<b>0.97</b>	<b>OCDE</b>	<b>13.54</b>	<b>34.34</b>
Argentina	6.05	1.66	Alemania	14.60	34.97
Bolivia	4.82	0.28	Australia	14.55	35.02
Brasil	5.10	2.64	Austria	12.95	34.07
Chile	5.37	0.79	Bélgica-Luxemburgo	13.12	34.40
Colombia	5.13	0.64	Canadá	14.37	34.63
Costa Rica	5.28	1.10	Dinamarca	13.21	34.25
Cuba	4.97	0.41	España	14.22	34.86
Ecuador	5.07	0.74	Estados Unidos	16.18	35.40
El Salvador	4.84	0.51	Finlandia	12.42	33.49
Guatemala	4.78	0.45	Francia	14.86	35.13
Haití	4.64	0.23	Grecia	13.29	34.36
Honduras	4.54	0.22	Holanda	13.72	34.89
Jamaica	5.01	1.27	Irlanda	12.87	34.04
México	4.89	1.76	Islandia	9.87	31.03
Nicaragua	4.78	0.45	Italia	14.60	35.16
Panamá	4.84	0.77	Japón	14.11	34.74
Paraguay	5.27	0.58	Noruega	11.98	33.20
Perú	4.90	0.65	Nueva Zelanda	13.75	34.86
República Dominicana	4.89	0.56	Portugal	12.70	33.74
Surinam	5.27	3.22	Reino Unido	14.23	34.94
Trinidad y Tobago	5.12	2.24	Suecia	12.85	33.90
Uruguay	5.69	0.86	Suiza	12.63	34.00
Venezuela	4.95	0.33	Turquía	14.23	34.69

**Tabla 7**  
**Tasas de Crecimiento Promedio Anual de TFP por Grupo y por País 1961-1991**

	Función Cobb-Douglas	Función Translogarítmica		Función Cobb-Douglas	Función Translogarítmica
<b>América Latina</b>	<b>0.087</b>	<b>0.136</b>	<b>OCDE</b>	<b>-0.034</b>	<b>0.058</b>
Argentina	0.17	0.19	Alemania	0.33	0.32
Bolivia	0.57	0.41	Australia	0.28	0.05
Brasil	0.26	0.04	Austria	-0.14	0.08
Chile	1.03	0.75	Bélgica-Luxemburgo	0.46	0.26
Colombia	0.87	0.54	Canadá	0.74	0.78
Costa Rica	1.69	0.94	Dinamarca	0.01	0.07
Cuba	0.57	0.41	España	0.79	0.77
Ecuador	-0.16	-0.18	Estados Unidos	-0.10	-0.29
El Salvador	-0.20	-0.13	Finlandia	-0.42	-0.38
Guatemala	0.50	0.79	Francia	-0.14	0.08
Haití	-1.79	-0.36	Grecia	0.16	0.64
Honduras	0.27	0.52	Holanda	1.18	0.93
Jamaica	-0.19	0.35	Irlanda	0.54	0.001
México	0.45	0.39	Islandia	-1.71	-0.79
Nicaragua	-0.47	0.16	Italia	-0.28	-0.27
Panamá	0.53	0.40	Japón	-0.16	-0.33
Paraguay	0.04	0.32	Noruega	-0.41	-0.35
Perú	-0.53	0.13	Nueva Zelanda	-0.01	-0.17
República Dominicana	-1.34	-1.21	Portugal	-0.67	0.50
Surinam	1.46	0.69	Reino Unido	0.04	0.19
Trinidad y Tobago	-1.44	-0.36	Suecia	-0.93	-0.54
Uruguay	-0.16	-0.10	Suiza	-0.43	-0.01
Venezuela	1.12	0.18	Turquía	-0.01	0.14

## Figuras





