

Universidad Nacional Mayor de San Marcos
Decana de América

DOCUMENTO DE TRABAJO N° 2024-01

Instituto de Investigaciones
Económicas



**ESTIMACIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL
FACTORIAL, PTF: Un Análisis de Empresas del Sector
Manufacturo en el Perú,
2002-2019**

Mario D. Tello

Documento de Trabajo N° 2024-01

Editado por el Instituto de Investigaciones
Económicas
Facultad de Ciencias Económicas, UNMSM
Av. Carlos Germán Amezaga #375 -Cercado
de Lima – Perú
investigacion.economia@unmsm.edu.pe

ESTIMACIÓN DE LA
PRODUCTIVIDAD TOTAL
FACTORIAL, PTF: Un Análisis
de Empresas del Sector
Manufacturo en el Perú,
2002-2019

Mario D. Tello

Febrero, 2024

El Instituto de Investigaciones Económicas no se responsabiliza por el contenido del Documento de Trabajo, ya que es de responsabilidad única del autor.

**ESTIMACIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL FACTORIAL, PTF:
Un Análisis de Empresas del Sector Manufacturo en el Perú,
2002-2019**

Mario D. Tello¹

¹ Profesor e Investigador del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú y de la Facultad de Ciencias Económicas de la UNMSM.

Trabajo derivado del informe final de las investigaciones apoyadas por el VRI de la PUCP en los Concursos Anuales de Proyectos (CAP). El autor agradece las asistencias de Paola Salcedo, Valeria Lévano, Rodrigo Silupu, y Sharon Espinoza.

RESUMEN

Este trabajo realiza un análisis comparativo de cinco métodos de estimación de la productividad total factorial (PTF) de empresas de manufacturas del Perú, periodo 2002-2019. Estos métodos resuelven cuatro limitaciones de los estimados estándar MCO de la PTF: el de sesgo de simultaneidad, el sesgo de 'attrition' (o movimiento de firmas), el sesgo debido a la omisión de los precios de los productos de las empresas, y la multicolinealidad entre los factores de producción. La base de datos principal para las estimaciones es la Encuesta Económica Anual de Empresas del INEI (INEI-EEA 2023). Entre los resultados que resaltan de las estimaciones son por un lado, el incremento del índice promedio anual de la PTF de la muestra de empresas a una tasa de variación anual de 5% en el periodo 2003-2019. Sin embargo, en el periodo de preacuerdos comerciales (2003-2009), la tasa de variación promedio anual de la PTF fue de 1.4%, y en el periodo posterior a las vigencia de los acuerdos con US y CHN (2014-2019) la respectiva tasa fue solo de 0.2%. La tasa promedio más alta fue el periodo entre los acuerdos (2010-2013) con un promedio de 18.8%. Esto significó que el impacto de los acuerdo comerciales, particularmente con los Estados Unidos y China, fue de temporal en el periodo entre acuerdos incluyendo el inicio del acuerdo con la Unión Europea. De otro lado, el análisis descriptivo entre las productividades, el crecimiento económico, los términos de intercambio y el índice de precios de producción de los sectores de productos de las empresas manufactureras, sugieren que sólo los términos de intercambio y en menor medida los precios de producción de las ramas manufactureros pueden incidir en las productividades de las empresas. Los mecanismos pueden ser diversos (vía incrementos de los precios de exportación o reducción de los precios de importación; mayor rentabilidad de las empresas que exportan y los que usan insumos importados tal que conduzcan a actividades CTI de las empresas y generen productos de innovación). Al parecer el crecimiento económico o el canal vía demanda interna no es suficiente para incrementos sustantivos de la productividad empresarial en el Perú.

Palabras claves: Empresas manufactureras, Métodos de estimación

ABSTRACT

This paper performs a comparative analysis of five methods for estimating the total factorial productivity (TFP) of manufacturing companies in Peru, period 2002-2019. These methods resolve four limitations of the standard OLS estimates of TFP: the simultaneity bias, the 'attrition' bias (or movement of firms), the bias due to the omission of the prices of the companies' products, and multicollinearity between factors of production. The main data base for the estimates is the INEI Annual Economic Survey of Companies (INEI-EEA 2023). Among the results that stand out from the estimates are, on the one hand, the increase in the average annual index of the TFP of the sample of companies at an annual variation rate of 5% in the period 2003-2019. However, in the pre-trade agreements period (2003-2009), the average annual variation rate of the TFP was 1.4%, and in the period after the agreements with the US and CHN (2014-2019) entered into force, the respective rate was only 0.2%. The highest average rate was the period between the agreements (2010-2013) with an average of 18.8%. This meant that the impact of trade agreements, particularly with the United States and China, was temporarily. The rise in TFP was evident in the period between agreements, including the starting date of the agreement with the European Union. On the other hand, the descriptive analysis between the productivities, the economic growth, the terms of trade and the production price index of the product sectors of the manufacturing companies, suggest that only the terms of trade and, to a lesser extent, the prices of production of the manufacturing sectors can affect the productivities of the companies. The mechanisms can be diverse (e.g., by increases in export prices or reductions in import prices and higher profitability of companies that export and those that use imported inputs such that lead to STI activities of companies and generate innovation products). It seems that economic growth or the channel via internal demand is not enough for substantial increases in business productivity in Peru.

Key words: Manufacturing companies, Estimation methods

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN	4
I. MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE LA PTF5	
I.1 Método OP	7
I.2 Método LP	9
I.3 Método ACF	11
I.4 Método DL	12
I.5 Base de datos	17
II. RESULTADOS DE LOS MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE LA PTF	18
III. LA PTF DEL SECTOR MANUFACTURERO EN EL PERÍODO 2002-2019	22
III.1 Crecimiento, shocks (choques) de precios internacionales	22
III.2 Acuerdos comerciales con Estados Unidos, China y la Unión Europea	23
IV. CONCLUSIONES	26
ANEXO DE CUADROS	28
A.1. Promedio Anual de los Índices de Productividad Total Factorial, PTF, Por Método de Estimación y Tasa de Variación anual del PBI (gY), TI (gTI), y IPP (gIPP)	29
A.2. Número de Firmas Por Método de Estimación de la PTF, 2000-2019	30
REFERENCIAS	31

INTRODUCCIÓN

Fuentes de datos internacionales (Conference Board, 2023) señalan que la productividad laboral, PL, del Perú en 1990 representaban el 12% de aquella de los Estados Unidos, mientras que en el 2022, alcanzó solo el 17% y con un promedio anual de crecimiento de la productividad total factorial, PTF, negativa de 0.3%. en el período 1990-2022, Estas cifras se alcanzaron a pesar de la tasa promedio de crecimiento del ingreso per cápita del periodo de 3.7%. Este inadecuado desempeño de la economía ha sido documentado por muchos no sólo en el Perú sino en toda América Latina, AL. Así, Fernández-Arias & Fernández-Arias (2021) señalan que los países de AL han crecido más lentamente que sus pares en todo el mundo. Más aún, añaden los autores, que de las fuentes de la brecha en el crecimiento del producto per cápita en relación con el resto del mundo, es el déficit en la PTF o en el crecimiento de la productividad lo que más explica los resultados en crecimiento. Esto convierte a la PTF de la economía, sectores, y empresas como el centro del crecimiento de los países de AL y del Perú en las próximas décadas.

Sin embargo, todavía existen discusiones en la literatura respecto a las formas de estimar la PTF a nivel de empresas². En consecuencia, el presente trabajo aborda las ventajas y desventajas de la formas de estimar la PTF más usuales encontradas en la literatura y en base a ello estimar la PTF a nivel de empresas manufactureras de la economía peruana para el periodo 2002-2019 y realizar un análisis comparativo de los cinco métodos de estimación que se calculan. Para ello, el trabajo se compone de cinco secciones. En Sección 1 se expone los métodos modernos de medición de la PTF. Estos métodos la PTF se aplican a una muestra de empresas manufactureras localizadas en el Perú. La Sección 2 presenta los resultado de las estimaciones. La Sección 3 compara las estimación de las estimaciones realizadas con los shocks de precios externos y los acuerdos comerciales implementados en el periodo de análisis. La última Sección 4, resume las principales conclusiones del trabajo. Luego se lista las referencias y se presenta el anexo de cuadros complementarios del trabajo.

² Por ejemplo, Van Veren (2012) y Akerberg, Lanier, Berry y Pakes (2007).

I. MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE LA PTF

La literatura de los métodos de estimación de la PTF tiene dos áreas bien definidas, la macroeconómica³ y la microeconómica. Esta sección resume la literatura básica o estándar microeconómica basada en regresiones paramétricas.⁴ Esta literatura parte de la función de producción estocástica de una empresa expresada como:

$$[1.1]'' Y_{it} = F(A_{it}; V_{it}; \varepsilon_{it}); i = 1, \dots, N; t = 1 \dots T$$

Donde Y_{it} es la medida de producción de la firma o empresa 'i'⁵ en el período 't', A_{it} representa la PTF de dicha firma en el mismo período, V_{it} es el vector de factores de producción incluyendo los insumos intermedios y ε_{it} el término estocástico no controlado por la firma. La especificación de F puede tomar diferentes funciones⁶.

Las estimaciones en el presente trabajo usan la especificación estándar de la función de Cobb Douglas. Así la ecuación [1.1]'' se convierte en:

$$[1.1]' Y_{it} = A_{it} \cdot L_{it}^{\beta_l} \cdot K_{it}^{\beta_k} \cdot M_{it}^{\beta_m} \cdot e^{\varepsilon_{it}} \cdot e^{\beta_0}; i = 1, \dots, N; t = 1 \dots T$$

En esta función el vector V_{it} está compuesto por el número de trabajadores empleados por la firma 'i' en el período 't', L_{it} ; el capital empleado K_{it} ; y los insumos intermedios M_{it} ;. En adición se introduce un factor $e^{\beta_{oit}}$ que representa otro conjunto de variables de control de las firmas que también pueden incidir en el proceso de producción⁷. Las variables en logaritmo neperiano son denotadas en letras minúsculas. Así, la ecuación [1.1]' se transforma en:

$$[1.1] y_{it} = \beta_0 + \beta_l \cdot l_{it} + \beta_k \cdot k_{it} + \beta_m \cdot m_{it} + a_{it} + \varepsilon_{it};$$

La estimación [1.1] por el método de mínimos cuadrados ordinarios, MCO, enfrenta una serie de limitaciones los cuales han originado diversos métodos de estimación de la PTF= $A_{it} = e^{a_{it}}$.

La primera limitación es el llamado *sesgo de simultaneidad entre la productividad y los*

³ Resúmenes de los métodos macroeconómicos se detallan en Jorgenson (1991), McLellan (2004) y OECD (2001), entre muchos otros.

⁴ Resúmenes de los métodos no paramétricos se detallan en Van Biesebroeck (2008) y Seiford & Thrall (1990), entre muchos otros.

⁵ En el trabajo se estimaron las productividades con el valor agregado y el valor de producción. Las estimaciones reportadas son sólo las productividades basadas en el valor real de producción de las firmas.

⁶ Fuss *et al* (1978) presenta las diferentes especificaciones que pueden usarse para las estimaciones de la PTF. En el presente trabajo el problema de la especificación no es analizado aunque será tomado en cuenta en la interpretación de los resultados.

⁷ En el caso que $\beta_{oit} = \beta_0$, el parámetro puede ser interpretado como el grado de eficiencia promedio de todas las firmas en todos los períodos (Akerberg *et al*, 2007).

factores de producción. Marschak & Andrews (1944), Griliches (1957) y Griliches & Mairesse (1998) entre otros mostraron los sesgos e inconsistencias de los estimadores de MCO de la ecuación debido a que las firmas deciden de forma simultánea los factores de producción y la productividad, por consiguiente, $E(x_{it}; a_{it}) \neq 0$ y $x_{it} = (l_{it}; k_{it}; m)$. Cabe anotar que a_{it} es una variable no observada aun cuando a_{it} es controlada por la empresa. Dos métodos tradicionales que abordan este problema de simultaneidad son el método de variables Instrumentales y el método de datos de panel. En el primer caso⁸, las estimaciones se pueden realizar a través de MCO con variables instrumentales (o su equivalente MCO en dos etapas) y/o el método generalizado de momentos (GMM⁹). En ambos métodos el vector z_{it} de N_k instrumentos requiere estar correlacionado con el vector de N_p regresores de la ecuación [1], esto es $E(x_{it}; z_{it}) \neq 0$, y no correlacionado con los errores y la productividad, esto es $E(z_{it}; a_{it} + \varepsilon_{it}) \neq 0$. En adición para que los parámetros de los regresores estén sobre identificados o identificados (ósea que sean sujetos de estimación) es necesario que $N_k \geq N_p$.

En el segundo caso, de los datos de panel (con coeficientes fijos o aleatorios), Baltagi (1995) y Arnold (2005), asumen que los parámetros estructurales ($\beta_{jit}; j = l, k, m$) son iguales entre empresas y tiempo (esto es, $\beta_{jit} = \beta_j; j = l, k, m$) y la variable productividad, a_{it} puede ser estimado con datos de panel asumiendo que dicha productividad es fija o aleatoria para cada empresa y tiempo. Los estimadores de datos de panel serían consistentes. Akerberg *et al* (2007) exponen las limitaciones de los métodos IV y de datos de panel. Respecto al primer método los autores señalan cuatro limitaciones: i) dificultad para seleccionar las variables instrumentales; ii) en el caso que se seleccionen precios como instrumentos, usualmente estos no tienen mucha variabilidad en períodos cortos de tiempo; iii) los instrumentos seleccionados pueden influenciar la evolución de la PTF y de esa forma no cumplir con una de las condiciones de ser instrumentos; iv) el método no aborda el problema de la endogeneidad debido a la salida de firmas en el mercado. En el caso del segundo método, en particular el de efectos fijos, los autores señalan tres limitaciones: i) el supuesto que la PTF sea fija a través del tiempo es muy fuerte para que sea válida; ii) los sesgos de estimación se agrandan si existe medidas de error de los insumos (factores) de producción; iii) en la práctica las estimaciones del capital son muy bajas produciendo retornos a escala por debajo de uno.

La literatura moderna de las estimaciones de la productividad añade tres métodos adicionales que también abordan el problema de la simultaneidad. Estos son los métodos de Olley and Pakes (1996) (denominado método OP), Levinsohn & Petrin (2003) (denominado método LP), el de Akerberg, Caves, & Frazer (2015) (método ACF) y el de De Locker (2011a).

Sin embargo, aparte del problema de la simultaneidad también, el movimiento de las empresas origina ***una segunda limitación de las estimaciones estándar MCO de la***

⁸ Por ejemplo, las aplicaciones de Eslava, Haltiwanger, Kugler (2004) y Blundell & Bond (200, 1998).

⁹ Hansen (1982 y 2007) y Hayasi (2000) proveen una discusión completa de método GMM.

función de producción, el de la ‘attrition’ (en castellano endógeneidad por salidas o movimiento de empresas en el mercado).¹⁰ De acuerdo con Olley and Pakes (1996) este problema ocurre cuando las decisiones de compra de los factores de producción de las firmas (en particular el capital) están asociadas a la decisión de las firmas de continuar o salir del mercado. Si esta decisión se basa en la productividad entonces existirá una correlación entre los factores de producción (particularmente el capital) y la productividad futura condicional a que las firmas continúen en producción lo cual conducirá a sesgos de las estimaciones de los parámetros.. Estudios teóricos (por ejemplo, Jovanovic, 1982 y Hopenhayn, 1992) y empíricos (por ejemplo, Fariñas & Ruano, 2005) sustentan dicha decisión.

El método Olley y Pakes (1996) aborda este problema juntamente con el problema de simultaneidad.

I.1 Método OP

El método OP, desarrollado por Olley & Pakes (1996), comprende tres etapas¹¹, y requieren los siguientes tres supuestos:

$$[A1] \quad a_{it} = E(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it};$$

$$[A2]^{12} \quad a_{it} = h(inv_{it}; k_{it}; v_{it}); a_{it} \text{ es estrictamente creciente en } inv_{it}.$$

$$[A3] \quad \chi_{it} = \begin{cases} 1; & \text{si } a_{it} \geq a_{it}^*(K_{it}; v_{it}) \\ 0; & \end{cases}$$

El supuesto [A1] significa que la productividad a_{it} de la empresa es gobernada por un proceso de Markov de primer orden. Donde ξ_{it} es un error no correlacionado con k_{it} pero puede estar correlacionado con el trabajo l_{it} . El supuesto [A2] significa que la productividad también es un función creciente de la inversión, $inv_{it} > 0$, el capital y otras variables v_{it} que inciden en la función de producción. Para fines de la estimación, en [A2] no se considera variables v_{it} ¹³. En el supuesto [A3] los autores proponen que al inicio del periodo las firmas incumbentes deciden quedarse o permanecer o terminar sus actividades productivas. Sí salen del mercado reciben un valor de venta no reingresando al mercado.

¹⁰ El término en inglés es ‘endogeneity of attrition’. La deserción se refiere a los participantes que abandonan un estudio. Siempre sucede hasta cierto punto, por ejemplo, en ensayos controlados aleatorios para la investigación médica. La deserción diferencial ocurre cuando las tasas de deserción o abandono difieren sistemáticamente entre la intervención y el control. Cabe señalar que ‘attrition’ origina un *problema de selección de la muestra*, dado que solo se observa las firmas que permanecen en el mercado.

¹¹ Para todos los métodos $i = 1, N; t = 2002 - 2019$.

¹² Cabe señalar que este supuesto proviene de la demanda de inversión (que proviene de la maximización del valor actual de los beneficios económicos de la firma), $inv(k_{it}; a_{it}; v_{it})$ y en consecuencia: $h(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) = inv^{-1}$, de allí la necesidad que a_{it} sea estrictamente creciente en inv_{it} .

¹³ También se estimó con el número de años de la empresa como variable v_{it} produciendo productividades similares a las presentadas en el trabajo.

Si la firma opta por continuar, ésta selecciona sus niveles de inversión, y junto al valor del capital y otros factores (como $Edad_{it}$) determinan la productividad del periodo. En [A3] χ_{it} es variable de decisión de la firma si se queda ($\chi_{it}=1$) o sale del mercado ($\chi_{it}=0$).

Insertado [A2] en [1.1] se tiene que:

$$[1.2] \quad y_{it} = \beta_l \cdot l_{it} + \beta_m \cdot m_{it} + \varphi_{it}(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) + \varepsilon_{it};$$

$$[1.2]' \quad \varphi_{it}(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) = \beta_0 + \beta_k \cdot k_{it} + h(inv_{it}; k_{it}; v_{it})$$

En [1.2] tanto el empleo de trabajadores y los insumos no están correlacionados con el error ε_{it} , entonces si se tiene un estimador de $\hat{\varphi}_{it}$ de [1.2]' los estimadores MCO (mínimos cuadrados ordinarios) de los coeficientes del empleo y materiales serían consistentes¹⁴. En consecuencia en la **primera etapa** del método OP se estiman los parámetros del trabajo y materiales reemplazando la ecuación [1.2]' por un polinomio de grado dos en las variables $k_{it}; inv_{it}; v_{it}$, e insertándolo en [1.2] para estimar $\hat{\beta}_l$ y $\hat{\beta}_m$. Si el supuesto [A1] se introduce en [1.1] se tiene que:

$$[1.3] \quad y_{it} = \beta_0 + \beta_l \cdot l_{it} + \beta_k \cdot k_{it} + \beta_m \cdot m_{it} + E(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it}$$

En [1.3] hay dos problemas que surgen para el estimador MCO del coeficiente del capital dado que en la primera etapa se estima $\hat{\beta}_l$ y $\hat{\beta}_m$. El primer problema es el de simultaneidad ($E(k_{it}; a_{it}) \neq 0$) y el segundo de selección o 'attrition' dado que no todas las firmas permanecen en el mercado todos los años. De acuerdo con [A3], la probabilidad de supervivencia en el período t depende de a_{it}^* pero por [A1] éste depende de $a_{i(t-1)}$ y por [A2] depende de la inversión, capital y edad de las empresa (v_{it}) en el período 't-1'.¹⁵ En consecuencia, en la **segunda etapa** se estima la probabilidad de que la firma continúe en el mercado mediante un probit teniendo como regresores $inv_{it}; k_{it}; v_{it}$, y sus cuadrados y respectivos productos cruzados.¹⁶ El estimador de dicha probabilidad es denotado como \widehat{PS}_{it} .

De la estimación de [1.2] se obtiene $\hat{\varphi}_{it}$ y de [1.2]' se obtiene:

$$[1.4] \quad h(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) = \hat{\varphi}_{it}(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) - \beta_0 - \beta_k \cdot k_{it}$$

De otro lado, si se introduce [A1] en [1.1] y usando los coeficientes estimados de $\hat{\beta}_l$ y $\hat{\beta}_m$

¹⁴ De acuerdo con Yasar, Raciborski, Poi (2008), la consistencia proviene del hecho que φ_{it} controla la productividad no observada, y por lo tanto, el término de error ya no está correlacionado con el trabajo y los materiales.

¹⁵ En las estimaciones del método OP, no se incluyó esta variable. Las estimaciones con edad son prácticamente similares a aquellas que se reportan en el trabajo.

¹⁶ Alternativamente se puede usar un estimador kernel en esta segunda etapa (detalles en Olley & Pakes, 1996).

se obtiene:

$$[1.5] \quad y_{it} - \hat{\beta}_l \cdot l - \hat{\beta}_m \cdot m = \beta_k \cdot k_{it} + \beta_{0it} + E(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it};$$

Reemplazando [1.4] en [A2], la tercera etapa de OP estima el coeficiente del capital mediante el método no lineal de estimación de [1.6]:

$$[1.6] \quad y_{it} - \hat{\beta}_l \cdot l - \hat{\beta}_m \cdot m = \beta_k \cdot k_{it} + g[\hat{\varphi}_{it-1}(inv_{it-1}; k_{it-1}; v_{it-1}) - \beta_{0it-1} - \beta_k \cdot k_{it-1}; \widehat{PS}_{it}] + \xi_{it} + \varepsilon_{it};^{17}$$

Donde g es una función polinómica de segundo orden de las siguientes variables:

$\hat{\varphi}_{it-1}(inv_{it-1}; k_{it-1}; v_{it-1}) - \beta_{0it-1} - \beta_k \cdot k_{it-1}$ y \widehat{PS}_{it} . Los errores estándar de los coeficientes se calculan con la técnica del ‘bootstrap’.¹⁸

1.2 Método LP

El método Levinsohn and Petrin, LP, (2003) aborda también el problema de la simultaneidad entre la productividad y los factores de la función de producción y evita el sesgo de selección (originado a la permanencia de las empresas en el mercado) no estimando la ecuación [1.3]. Así, el método asume [A1] y [A2] pero no [A3]. Adicionalmente el supuesto [A2] es reemplazado por [A2]’.

$$[A2]’ \quad a_{it} = h'(m_{it}; k_{it}); a_{it} \text{ es estrictamente creciente en } m_{it}.$$

Así, una segunda distinción entre OP y LP es que la productividad depende de los materiales en lugar de la inversión de las empresas. Esto implica que las ecuaciones [1.2] y [1.2]’ son reemplazadas por:

$$[1.7] \quad y_{it} = \beta_l \cdot l_{it} + \varphi'_{it}(m_{it}; k_{it}) + \varepsilon_{it};$$

$$[1.7]’ \quad \varphi'_{it}(m_{it}; k_{it}) = \beta_0 + \beta_k \cdot k_{it} + \beta_m \cdot m_{it} + h'(m_{it}; k_{it})$$

Al igual que el método OP, el estimador $\hat{\beta}_l$ es consistente si se estima por MCO la ecuación [1.7] dado que no existe correlación entre l_{it} y ε_{it} . Similar al caso OP, en la estimación MCO de [1.7] $\varphi'_{it}(m_{it}; k_{it})$ es reemplazado por un polinomio de tercer grado de las variables k_{it} y m_{it} . Mediante [A2]’, el estimado de $\widehat{\varphi}'_{it}$ y [1.7] se obtiene \hat{a}_{it} :

$$[1.8] \quad \hat{a}_{it} = \widehat{\varphi}'_{it} - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_k \cdot k_{it} + \hat{\beta}_m \cdot m_{it});$$

¹⁷ En este caso $E(a_{it}/a_{i(t-1)}) = g[\hat{\varphi}_{it}; k_{i(t-1)}; \widehat{PS}_{it}]$.

¹⁸ La técnica de ‘bootstrap’ consiste en obtener de la muestra original de datos otras muestras (del mismo tamaño) de la muestra original permitiendo ‘reemplazamiento’ de los datos obtenidos. Para cada ‘muestra’ obtenida se estima los parámetros α_k e sus errores estándar, σ_{α_k} (Varian, 2005).

Donde los estimados de $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_k, \hat{\beta}_m$ provienen del estimado del polinomio de tercer grado de $\hat{\varphi}'_{it}$. Luego los errores de [1.3]¹⁹ se estiman usando los estimados de $\hat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)})$ y los estimados de $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_k, \hat{\beta}_m$ del polinomio, mediante [1.9]:

$$[1.9] \quad \hat{\xi}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it} = y_{it} - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_l \cdot l_{it} + \hat{\beta}_k \cdot k_{it} + \hat{\beta}_m \cdot m_{it} + \hat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)}))$$

$$\text{Donde } \hat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)}) = \hat{a}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \hat{a}_{i(t-1)} + \gamma_2 \cdot \hat{a}_{i(t-1)}^2 + \gamma_3 \cdot \hat{a}_{i(t-1)}^3.^{20}$$

$$\text{Para estimar } \hat{\beta}_k \text{ y } \hat{\beta}_m \text{ se requiere que } E(\hat{\xi}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}/k_{it}) = E(\hat{\xi}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}/m_{it}) = 0$$

Para ello usa el método de momentos o de variables instrumentales, donde $Z_{it} = (k_{it}; k_{i(t-1)}; l_{i(t-1)}; m_{i(t-1)}; m_{i(t-2)})$ y minimizar la siguiente expresión:

$$\text{Min} \sum_{t=1}^T \left(\sum_{i=1}^N (\hat{\xi}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}) \cdot Z_{it} \right)^2$$

$\beta_k; \beta_m$

Al igual a método OP los errores estándar se obtiene con la técnica del bootstrap.

I.3 Método ACF

Manjon & Mañez (2016) ilustran con mayor detalle el problema de estimación o identificación de los coeficientes de la función de producción debido al problema de simultaneidad entre los factores de producción y el shock de productividad. Ellos sostienen que en el problema de maximización del valor actual de los beneficios de las empresas existen dos tipos de ‘insumos y/o factores’. El primero de factores variables cuya elección en el período ‘t’ no tienen un impacto en su costo de uso en períodos futuros y el segundo, denominadas variables estado, cuya elección en el período ‘t’ tiene un impacto en el costo futuro del uso de insumos. Por otro lado, en términos del tiempo, existen insumos que se eligen en el mismo período en que se consumen y aquellos que se eligen antes el período en que se consumen. Desde el punto de vista del método de estimación, el método MCO de la ecuación [1.1] solo identifica o puede estimar de manera consistente aquellos insumos del periodo ‘t’ que no inciden en el futuro y que no están correlacionados con los shocks de productividad. El método ACF cuestiona la identificación (estimación) por MCO de los coeficientes del trabajo e insumos de OP y del trabajo de LP porque asume que factor trabajo es en realidad una variable de estado²¹ y como consecuencia la función de demanda

¹⁹ Note que estos errores en OP son estimados mediante la ecuación [1.6] usando la probabilidad de que las firmas permanezcan en el mercado.

²⁰ Esto significa que $E(a_{it}/a_{i(t-1)}) = g[\hat{\varphi}_{it}; k_{i(t-1)}; \widehat{PS}_{it}]$. de OP es diferente al $\hat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)}) = \hat{a}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \hat{a}_{i(t-1)} + \gamma_2 \cdot \hat{a}_{i(t-1)}^2 + \gamma_3 \cdot \hat{a}_{i(t-1)}^3$ de LP.

²¹ Debido a la existencia de costos significativos de contratación y despido y contratos a largo plazo, lo que ocurre en países europeos como España.

que resulta del proceso de optimización del beneficio actual de las empresas no sólo depende de las variables estado (por ejemplo, inversión y capital) sino también de la variable estado de la fuerza laboral afectando la ecuación h o h' (de [A2] o [A2]') y por consiguiente a la función φ_{it} de [1.2]' o [1.7]'.

En consecuencia, y de acuerdo con Akerberg, Caves, & Frazer (2015), **una tercera limitación, proveniente de las estimaciones de los métodos OP y LP**, es el de la multicolinealidad entre el factor trabajo y la función φ_{it} en [1.2] de OP y [1.7] de LP. Así, en la medida que el factor trabajo sea una variable dinámica o que esté asociado a la inversión (inv_{it}) o a los insumos intermedios (m_{it}) entonces el coeficiente del trabajo no podría ser identificado en la primera etapa de ambos métodos.

El método resuelve los problemas de simultaneidad, multicolinealidad, y de 'attrition' usando el supuesto [A1] donde el valor esperado de la productividad es una función no lineal $g(\cdot)$ (tipo OP) tal que la ecuación [1.1] se convierte en [1.10]:

$$\begin{aligned}
 [1.10] \quad & y_{it} = \varphi_{it} + \varepsilon_{it} \\
 & \varphi_{it} = \beta_0 + \beta_l \cdot l_{it} + \beta_k \cdot k_{it} + \beta_m \cdot m_{it} + h'''_{it}(l_{it}; k_{it}; m_{it}) + \varepsilon_{it} \\
 & h'''_{it}(l_{it}; k_{it}; m_{it}) = E(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it} = \\
 & g[\hat{\varphi}_{i(t-1)} - (\beta_0 + \beta_l \cdot l_{i(t-1)} + \beta_k \cdot k_{i(t-1)} + \beta_m \cdot m_{i(t-1)})] + \xi_{it}
 \end{aligned}$$

La primer etapa de la estimación de ACF es estimar $\hat{\varphi}_{it}$ usando un polinomio de orden '2' de $l_{it}; k_{it}; m_{it}$ introduciéndolo en la primera ecuación de [1.10] y estimar ésta por MCO. Al igual que los casos anteriores, la productividad $h'''_{it}(l_{it}; k_{it}; m_{it})$ es estimada usando la segunda ecuación de [1.10] con los estimados del polinomio de $\hat{\varphi}_{it}$.²² (grado) Con dicha productividad estimada, se estima la función $g(\cdot)$ con un polinomio de grado dos de sus argumentos. Con todos los estimados se usa la ecuación [1.9] para estimar $\tilde{\xi}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}$. La segunda etapa, al igual que LP, aplica el método de momentos tal que $E(\tilde{\xi}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}/Z_{it}) = 0$.

Donde $Z_{it}(k_{i(t-1)}; l_{i(t-1)}; m_{i(t-1)})$ serían los instrumentos para identificar los coeficientes $\hat{\beta}_l, \hat{\beta}_k$ y $\hat{\beta}_m$.

I.4 Método DL

En ausencia de precios de los productos de las firmas, las cantidades de la producción y los factores de producción (como capital e insumos intermedios) son obtenidos deflactando los valores con índices de precios agregados. Si $r_{it} = q_{it} + p_{it} - P_{it}$ es la renta real de la empresa 'i' en el período 't', p_{it} el precio del producto de la empresa 'i' en el período 't', y P_{it} es el deflactor (índice de precios) la cual se introduce en la ecuación [1.1], entonces.

²² Los autores del método ACF no especifican el grado de este polinomio. Los resultados presentados en la siguiente sección asumen un polinomio de grado 2.

$$[1.1]'' \quad q_{it} = \beta_0 + \beta_l \cdot l_{it} + \beta_k \cdot k_{it} + \beta_m \cdot m_{it} + (p_{it} - P_{it}) + a_{it} + \varepsilon_{it} \quad ;$$

En la estimación de [1.1] la diferencia de precios ($p_{it} - P_{it}$) no se incluye la cual requiere incluirse por [1.1]'' generando así **la cuarta limitación de la estimación por MCO, el de sesgo por omisión de variables**.²³ Adicionalmente, la diferencia de precios origina correlaciones entre los factores de producción y los ‘errores’ que incluyen esta diferencia de precios. Esto se agrava con los deflatores del capital y del valor de los insumos²⁴.

Sesgos similares de estimación ocurren si las firmas producen más de un producto o tienen más de una planta. Cuando las tecnologías de cada producto o las respectivas demandas son diferentes (produciendo diferentes precios) estos sesgos ocurren. De otro lado, cuando existe información por producto de las firmas, el problema surge en el nivel deseado de ‘dígitos’ de la clasificación de productos²⁵. De Loecker (2011), DL, presenta un método de abordar ambos problemas el de omisión el de firmas multiproductos. A continuación se detalla la metodología.

De Loecker (2011) inicia su metodología introduciendo la siguiente demanda CES específica del producto ‘j’ de la empresa ‘i’ en periodo ‘t’ :

$$[1.11] \quad Q_{ijt} = Q_{st} \left(\frac{P_{ijt}}{P_{st}} \right)^{\eta_s} \exp(\varepsilon_{it})$$

$$[1.11]' \quad P_{ijt} = Q_{ijt}^{1/\eta_s} \cdot P_{st} \cdot Q_s^{-1/\eta_s} \cdot (\exp(\varepsilon_{it}))^{-1/\eta_s}$$

Donde la cantidad demandada de un producto ‘j’ de la empresa ‘i’, periodo t (Q_{ijt}) depende del precio p_{ijt} , el precio promedio de la industria o sector ‘s’ al cual pertenece la empresa o el producto P_{st} , y un desplazador de la demanda agregada de dicha industria o sector Q_{st} , Note que η_s (< 0) es la elasticidad precio de la demanda y ε_{it} es un shock de demanda de la empresa ‘i’, periodo ‘t’. Los sectores ‘s’ considerados para fines de estimación del

²³ La quinta limitación que no es abordada en este trabajo es cuando la distribución del tamaño de la planta (o firmas) y por ende del tamaño de la producción varía notoriamente de acuerdo con los factores que lo explica implicando que el error de la ecuación de producción tenga diferentes distribuciones de acuerdo con los valores de producción y los factores que lo determinan. En estos casos de heterogeneidad de las plantas, los estimadores MCO de la ecuación [1.1] serían ineficientes e inconsistentes. El método de cuantiles desarrollado por Basset & Koenker (1978 y 1982) y resumidos en Koencker & Hallock (2001) produce estimadores más eficientes que el del MCO en los casos que: i) el supuesto de normalidad de los errores no se cumple; ii) el foco de las estimaciones sean sobre la completa distribución condicional de la variable dependiente y no sobre el promedio de la distribución; iii) existan observaciones muy distantes del promedio o que la distribución sea sesgada hacia las colas.

²⁴ Katayama, Lu, Tybout (2009) y Van Beveren (2012) abordan estos problemas tratando de solucionar dichos sesgos. Eslava, Haltiwanger, Kugler y Kugler (2004) y Ornaghi (2006) ‘resuelven’ este sesgo usando cantidades de producto y precio de los insumos.

²⁵ Goldberg et al., (2008) y Iacovone & Javorcik (2008), usan clasificaciones de 8 a 10 dígitos para ‘resolver’ el problema de firmas multi-producto.

presente trabajo son tres: procesados de productos primarios, sectores CIIU de tres dígitos de industria ligera (como textiles, ropa, zapatos, etc.), y sectores CIIU de manufacturas intensivas en conocimientos y tecnología (como maquinaria y equipos, productos farmacéuticos, etc.).

Un segundo paso de la metodología es asumir una función de producción Cobb-Douglas iguales para todas las empresas y por cada producto 'j', sin shocks específicos del producto 'j' pero con shocks de productividad de la empresa en periodo t (a_{it}) y errores de medición y shock idiosincráticos (u_{it}). Esto es:

$$[1.12] \quad Q_{ijt} = L_{ijt}^{\beta_l} M_{ijt}^{\beta_m} K_{ijt}^{\beta_k} \exp(a_{it} + u_{it});$$

Para relacionar la producción de un producto j a la firma i, se usa la proporcionalidad de input, lo que implica que para cada input X_{ij} se tiene $X_{ijt} = c_{ijt}X_{it}$, donde $c_{ijt} = J_{it}^{-1}$ es la proporción que ocupa el producto j de la producción total de la firma. Así, por ejemplo, la cantidad de trabajadores usada en la producción del producto j por la firma i al momento t sería $c_{ijt}L_{it}$. Aplicando esta proporción al resto de factores en la función de producción, la ecuación [1.12] se convierte en:

$$[1.12]' \quad \begin{aligned} Q_{ijt} &= (c_{ijt}L_{it})^{\beta_l} (c_{ijt}M_{it})^{\beta_m} (c_{ijt}K_{it})^{\beta_k} \exp(a_{it} + u_{it}) \\ &= J_{it}^{-\gamma} L_{it}^{\beta_l} M_{it}^{\beta_m} K_{it}^{\beta_k} \exp(\omega_{it} + u_{it}) \\ &= J_{it}^{-\gamma} Q_{it} ; \gamma = \beta_l + \beta_m + \beta_k \end{aligned}$$

Con [1.12]' y [1.11]' se obtiene $R_{it} = \sum_j^{n_i} P_{ijt} \cdot Q_{ijt}$. Donde:

$$[1.13] \quad r_{it} = R_{it}/P_s = Q_{it}^{\frac{n_s+1}{n_s}} \cdot Q_{st}^{-\frac{1}{n_s}} \cdot (\exp(\varepsilon_{it}))^{-1/n_s}$$

Donde r_{it} es el valor real de producción de la empresa 'i' periodo 't'. Reemplazando la función de producción de la empresa 'i', periodo 't' de [1.12] en [1.3] y tomando logaritmo neperiano se tiene:

$$[1.14] \quad \ln r_{it} = \beta'_l l_{it} + \beta'_m m_{it} + \beta'_k k_{it} + \beta_{np} np_{it} + \beta_s q_{st} + a_{it}^* + \varepsilon_{it}^* + u_{it}$$

$$\text{Donde: } \beta'_l = \left(\frac{n_s+1}{n_s} \right) \beta_l$$

$$\beta'_m = \left(\frac{n_s+1}{n_s} \right) \beta_m$$

$$\beta'_k = \left(\frac{n_s+1}{n_s} \right) \beta_k$$

$$\beta_s = \frac{1}{|n_s|}$$

$$a_{it}^* \equiv \frac{a_{it}(n_s+1)}{n_s},$$

$$\varepsilon_{it}^* \equiv \varepsilon_{it} |n_s|^{-1}$$

$$np_{it} = \ln(J_{it})^{26}$$

Adicionalmente, De Locker (2011a) por un lado, expande el término q_{st} en $\sum_s \beta_s q_{st}$. En las estimaciones del presente trabajo se expande en tres sectores productivos: procesados de productos primarios, sectores CIU de tres dígitos de industria ligera (como textiles, ropa, zapatos, etc.), y sectores CIU de manufacturas intensivas en conocimientos y tecnología (como maquinaria y equipos, productos farmacéuticos, etc.). Por otro lado agrega una serie de variables binarias (D_{ij}) que indican si la empresa 'i' produce el producto 'j'. Por ello, la ecuación [1.14] se convierte en:

$$[1.14]' \tilde{r}_{it} = \beta'_l l_{it} + \beta'_m m_{it} + \beta'_k k_{it} + \beta_{np} np_i + \sum_s \beta_s q_{st} + \sum_j \beta_j D_{ij} + a_{it}^* + \varepsilon_{it}^* + u_{it};$$

Siguiendo a Goldberg (1995), De Locker (2011) descompone el error ε_{it}^* en tres componentes: la tasa de protección específica de la empresa (τtr_{it}), los productos que produce una empresa y los shocks idiosincráticos de demanda. Sea ε'_{it} los dos últimos componentes del error ε_{it}^* entonces la ecuación [1.14]' se transforma en:

$$[1.15] \ln r_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_{np} np_i + \tau tr_{it} + \sum_s \beta_s q_{st} + \sum_j \beta_j D_{ij} + a_{it}^* + \varepsilon'_{it};$$

Donde:

i=empresa, t=tiempo, s=sector, j=producto

\tilde{r} : Logaritmo de la producción deflactada (o ventas deflactadas)

l : Logaritmo de la mano de obra

m : Logaritmo de los insumos intermedios

k : Logaritmo del capital

np : Número de productos que produce la empresa

tr : Promedio de las tarifas preferenciales

q_{st} : Cantidad total producida por el sector s en el tiempo t

D_{ij} : Variable dummy de si la empresa i vende el producto j. La base de datos INEI-EEA (2023) identificó 341 productos en el periodo 2002-2019.

ε'_{it} : Captura los shocks idiosincráticos de producción (u_{it}) y de demanda.

Así, a diferencia de los 4 métodos anteriores, el método DL usa la ecuación [1.15] del valor real de producción de las empresas para estimar o identificar los parámetros de la función de producción. Sin embargo, las etapas del método de estimación son similares a los métodos OP, LP, ACF donde la función $\phi_{it}(\beta'_l, \beta'_m, \beta'_k, \beta_{np}, \tau, \beta_s, \beta_j)$ cumple el rol intermedio en dichas etapas. Éstas son cuatro para De Locker (2011a).

En la primera etapa se define φ_{it} :

²⁶ De acuerdo con De Locker (2011a), np_{it} es el numero de productos de la empresa 'i' periodo 't'.

$$[1.16] \varphi_{it}(\beta'_l, \beta'_m, \beta'_k, \tau, \beta_s, \beta_j) = \beta'_l l_{it} + \beta'_m m_{it} + \beta'_k k_{it} + \beta_{np} np_i + \tau tr_{it} + \sum_s \beta_s q_{st} + \sum_j \beta_j D_{ij} + a_{it}^*$$

Esta función es estimada por MCO a través de un polinomio de segundo grado de los factores, l_{it} ; m_{it} ; k_{it} ; np_i ; tr_{it} ; q_{st} ; y D_{ij} en [1.17]:

$$[1.17] \ln r_{it} = \varphi_{it}(\beta_l, \beta_m, \beta_k, \tau, \beta_{np}, \beta_s, D) + \varepsilon_{it}^*$$

En la segunda etapa, se reemplaza el estimado de $\hat{\varphi}_{it}$ en [1.16] y se obtiene los estimados de las productividades \hat{a}_{it}^* . En la tercera etapa De Locker (2011a) reemplaza el supuestos [A2] por:

$$[A2]'' a_{it}^* = g_t(a_{it-1}^*, tr_{it-1}) + \mu_{it};$$

El estimado del error $\hat{\mu}_{it}$ es estimado mediante una regresión no paramétrica de [A2]'' con las productividades estimadas en la segunda etapa (\hat{a}_{it-1}^*) y las variables de protección (tr_{it-1})

La cuarta y última etapa De Locker (2011a) implemente el método generalizado de momentos (GMM) en los errores estimados en la tercera etapa y todas las de producción y de productos de la ecuación [1.15]. La condición teórica del GMM es:

$$[1.18] E \left\{ \hat{\mu}_{it}(\beta'_m, \beta'_k, \beta'_s, \tau, \beta_j) \begin{pmatrix} m_{it-1} \\ k_{it} \\ q_{st-1} \\ tr_{it} \\ D_{ij} \end{pmatrix} \right\} = 0;$$

Los coeficientes estimados ($\hat{\beta}'_m, \hat{\beta}'_k, \hat{\beta}'_s, \hat{\tau}, \hat{\beta}_j$) provienen de las minimización de dicho valor esperado y el estimador de $\hat{\beta}_{ns}$ proviene de as estimaciones de la función $\hat{\varphi}_{it}$.

Finalmente usando las relaciones de [1.14] se estiman los parámetros $\hat{\beta}_l, \hat{\beta}_m, \hat{\beta}_k, \hat{\beta}_{np}, \hat{\beta}_s, \hat{\tau}$. Con el parámetro $\hat{\beta}_s$ se obtienen las elasticidades de demanda por sector $\eta_s = -\frac{1}{\hat{\beta}_s}$. Las productividades de las empresas por periodo 't' se obtienen de:

$$\hat{a}_{it} = (\ln r_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_{np} np_i - \hat{\beta}_s q_{st} - \hat{\tau} tr_{it}) \left(\frac{\hat{\eta}_s}{\hat{\eta}_s + 1} \right);$$

Note que la PTF de cada empresa en $\hat{A}_{it} = e^{\hat{a}_{it}}$.

Al igual que el caso ACF los errores estándar de todos los coeficientes estimado se calculan con la técnica del Bootstrap.

I.5 Base de datos

Para todas las estimaciones la base principal es la Encuesta Económica Anual del INEI

(INEI-EEA 2023) para el periodo 2000-2019.²⁷ De esta base de datos se obtiene los datos de la función de producción (L_{it} ; K_{it} ; M_{it}), el valor real de producción (r_{it}), el número de productos por empresas por sector (np) y los distintos productos²⁸ por sector CIU que produce cada empresa (D_{ij}). Datos complementarios como el índice de precios de los sectores CIU a tres dígitos, el PBI real y los términos de intercambio fueron obtenidos del INEI (2023) el primero y de los dos últimos del BCRP (2023). Finalmente, las variables de protección se tomaron de la base de datos de la SUNAT (2023) y correspondieron a los promedios arancelarios preferenciales y/o NMF (nación más favorecida) de los acuerdos comerciales de Perú con los Estados Unidos (US), China (CHN) y Unión Europea) cuyas importaciones representaron en promedio alrededor del 50% del valor de importado en el período 2002-2019.²⁹ Los aranceles corresponden a los CIU a los que corresponden los productos de las empresas.

En el Cuadro A2 del anexo se muestra el número de empresas que se tomaron en cuenta con cada método de estimación y en el Cuadro 1 se muestra el número de empresas de codificación IRUC diferentes. Este es el indicador usado para diferencias las empresas por año. Los códigos STATA y las referencias para las estimaciones están citadas en fuente del Cuadro 1. A continuación se presentan los resultados de las estimaciones.

II. RESULTADOS DE LOS MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE LA PTF

Una serie de trabajos han abordado las estimaciones de la productividad total factorial a nivel de empresas³⁰ del Perú. Sin embargo, la mayoría de ellos se han concentrado a lo más en dos métodos de estimación que resuelven las limitaciones de simultaneidad de sesgos y el de ‘attrition’. El trabajo de Céspedes, Lavado y Ramírez (2016) y el de Céspedes, Aquije, Sánchez y Vera Tudela (2014), aunque también basados en una función de producción Cobb-Douglas reportan estimaciones de la PTF a nivel de empresas en nueve sectores³¹ donde las participaciones de los factores en la producción total³² varían desde 0.103 (para el factor trabajo del sector electricidad) hasta 0.926 (para el factor capital del sector minería). Dicho rango de estimaciones de los coeficientes de los factores de producción de la ecuación [1.1] también se encuentra en la muestra de empresas del sector manufacturero de los trabajos de Tello (2012) y Del Pozo & Guzmán (2019, 2021).

Los resultados de estimación presentados en esta sección, aunque también se basan en una función de producción Cobb-Douglas y se concentra en un solo sector (el de manufacturas)

²⁷ La base de datos del EEA fueron sujetos a una limpieza de datos en función de la productividad laboral y el tamaño de las empresas por número de trabajadores.

²⁸ Se identificaron 341 productos de diferentes CIU.

²⁹ Estos aranceles sirvieron de base para el trabajo de Tello & Tello-Trillo (2023) y en magnitud no son muy diferentes de los aranceles que impone el Perú al resto del mundo. Detalles en Tello (2020).

³⁰ Entre otros los de Tello (2012), Céspedes y asociados (2014, 2016a, b) y Del Pozo & Guzmán (2019 y 2021).

³¹ Agricultura, Comercio, Construcción, Electricidad, Industria, Intermediación financiera, Minería, Servicios, y Pesca.

³² Los coeficientes β_f de la ecuación [1.1].

se distinguen de estudios anteriores en tres aspectos. Primero, se presentan, para un análisis comparativo, cuatro métodos de estimación de la PTF de las empresas que reducen, mejoran, o resuelven cuatro limitaciones que presenta el método estándar de MCO. Segundo, se estima por primera vez estimaciones con el método de De locker (2011) el cual aborda el problema de omisión de los precios de los productos de las empresas y uso del deflactor de precios que limita las estimaciones que usan valor real de producción. Tercero, presentan estimaciones de la PTF de las empresas para un periodo más largo (18 años) el cual permite realizar análisis de los determinantes de dichas estimaciones³³. En el trabajo se analiza, por un lado, las asociaciones de las productividades de las empresas y el crecimiento económico, los términos de intercambio, y los índices de precios de producción. De otro lado, las asociaciones entre productividades y los tres principales acuerdos comerciales del Perú con los Estados Unidos, China y Unión Europea.

Los Cuadros 1, 2, la Figura 1, y el Cuadro A1 (del anexo) presentan los resultados de las estimaciones de los cinco métodos discutidos en la sección anterior³⁴. Las cifras y la figura indican, en primer lugar que los valores estimados de los coeficientes de los tres factores de producción están dentro del rango de los valores estimados de trabajos anteriores. A excepción del coeficiente del capital del método LP, los valores giran alrededor del 30%.

En segundo lugar, las variables adicionales del método de De Locker (2015) sugieren que las producciones de los tres sectores considerados afectan positivamente al valor real de producción, reducción de aranceles y número de productos también incrementan el valor real de producción de las empresas.

En tercer lugar, los tres sectores considerados tienen un alta elasticidad precio de la demanda.

Cuarto, para los cinco métodos de estimación, existe una tendencia creciente, aunque volátil, de los índices promedios anuales de las productividades de las empresas.³⁵ El índice de promedio anual de mayor crecimiento en el período 2003-2019 lo tiene la productividad estimada con el método ACF con tasa de 6.3% anual, y el del método DL es el que tiene la más baja tasa promedio de 3.9%.

Quinto, aunque las correlaciones entre las cinco estimaciones de los promedios de los índices de productividad son relativamente altas y estadísticamente significativas, los valores de los índices difieren entre años y periodos. Por ejemplo, el método OLS tienen

³³ Tello & Tello-Trillo (2023), usando la metodología del presente trabajo, analizan el efecto de la competencia y los aranceles preferenciales sobre la PTF de las empresas del sector manufacturero, periodo 2002-2017.

³⁴ En el caso de las estimaciones de los coeficientes del método de De Locker (2011a) se omiten por falta de espacio los errores estándar de los 349 coeficientes que se estimaron, de los cuales 341 provienen de los coeficientes $\hat{\beta}_j$ de las variables binarias D_{ij} .

³⁵ Estos índices para cada empresa 'i' del período 't' para cualquier método son estimados por:
$$IPTF_{it} = [e^{-\ln \hat{a}_{it}} / (\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N e^{-\hat{a}_{it}})] * 100$$
. Los promedios anuales de cada método es el promedio de dichos índices de todas las empresas de un determinado año 't'.

los más bajos valores en el periodo 2002-2010 y los más altos en el período 2011-2019. En cambio en el método DL, los valores de los índices están entre los valores de los otros métodos para ambos períodos. Cabe señalar, que el método DL es el apropiado cuando los precios de los productos de las empresas difieren del índice de precios promedio de los sectores donde pertenecen dichos productos.

Una última característica de los cinco métodos de estimación es que en el periodo 2010-2011, los índices de PTF tuvieron un aumento notorios, probablemente asociado al entrada en vigencia de los acuerdos comerciales con los Estados Unidos y China y al incremento notable de los términos de intercambio. Estas asociaciones son analizadas en la próxima sección.

Cuadro 1
Coefficientes Estimados de los Métodos MCO, OP, LP, ACF, DL

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ACF (2015)	LP (2003)	OP (1996)	OLS	DL (2011)
Capital (<i>k</i>)	0.351 (0.232)	0.813*** (0.284)	0.352*** (0.074)	0.301*** (0.004)	0.282
Trabajo (<i>l</i>)	0.311 (0.719)	0.371*** (0.013)	0.363*** (0.014)	0.395*** (0.006)	0.395
Materiales (<i>m</i>)	0.336 (0.953)	0.166 (0.203)	0.253*** (0.011)	0.306*** (0.004)	0.268
Número de productos (<i>np</i>)					-0.036
Valor de producción real de procesados de productos primarios					0.218
Valor de producción real de manufactura ligera					0.221

Valor de producción real de sector intensivo en tecnología					0.225
Tarifas (<i>tr</i>)					-0.019
Número de Observaciones	8265	22076	15811	21301	10513
No Promedio de Empresas por año	459	1226	878	1183	583
No de IRUC (empresas) diferentes	3298	4426	3721	4371	2174

Fuente: INEI-EEA (2023). STATA (2023), Yasar, Raciborski, Poi (2008) 2008 Manjón & Mañez (2016) Petrin, Poi & Levinsohn (2004), De Loecker, (2011c). Elaboración propia. Los códigos (comandos) STATA son: xreg (MCO), opreg (OP), levpct (LP), y acfest (ACF) y otros en D Loecker (2011c). Los números en paréntesis son los errores estándar de los coeficientes. Los tres asteriscos revelan los niveles significancia menores al 1%.. No se reportan los 341 coeficientes asociados a los productos de las empresas (las variables binarias D_{ij}).

Cuadro 2

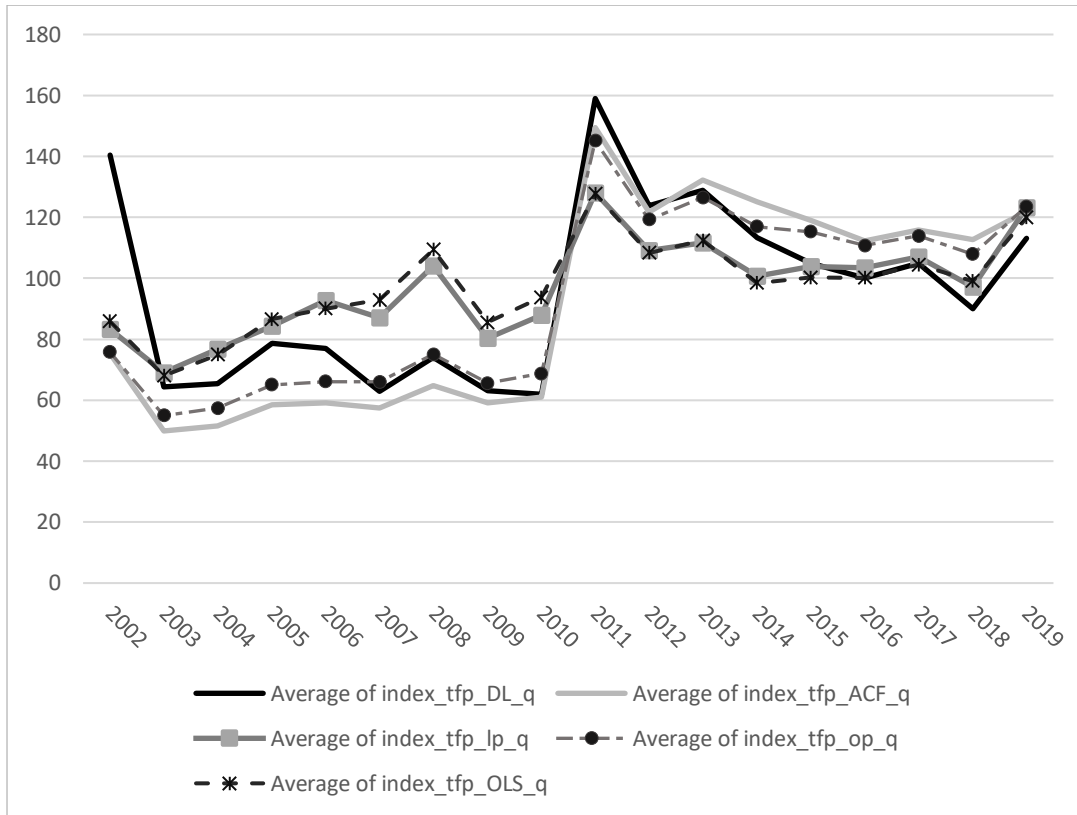
Estimaciones de las Elasticidades Precios de Demanda por Sectores, Método DL

	η_s
Bienes primarios	-4.577
Manufactura ligera	-4.516
Manufactura intensiva en tecnología	-4.438

Fuente: INEI-EEA (2023). Elaboración propia. De Loecker, (2011c).

Figura 1

Evolución de las Estimaciones de las PTF de empresas de los Métodos OLS, LP, OP, ACF y DL



Fuente: INEI-EEA (2023), Cuadro 1. Elaboración propia. Los coeficientes de correlación entre los índices promedio anuales de las PTF entre los cinco métodos son: 0.917*** (PTF-DL-ACF); 0.791*** (PTF-DL-LP); 0.912*** (PTF-DL-OP); 0.917*** (PTF-DL-OLS); 0.837*** (PTF-ACF-LP); 0.997*** (PTF-ACF-OP); 0.999*** (PTF-ACF-OLS); 0.875*** (PTF-LP-OP); 0.850*** (PTF-LP-OLS); 0.998*** (PTF-OP-OLS).

III. LA PTF DEL SECTOR MANUFACTURERO EN EL PERÍODO 2002-2019

Dos temas asociados a la evolución de las productividades de las empresas son por un lado, la asociación entre estas, el crecimiento de la economía y los shocks de los términos de intercambio, y de otro lado, los impactos de los acuerdos comerciales sobre las productividades de las empresas. Esta sección aborda estos dos temas de manera descriptiva y a la vez ilustrativa.³⁶

III.1 Crecimiento, Shocks de Precios Internacionales

Los coeficientes de correlación del Cuadro 3 indican que la asociación entre la PTF de las empresas (bajo cualquier método de estimación) y los términos de intercambio es positiva y robusta estadísticamente. Dicha asociación, aunque positiva es relativamente menos robusta con los índices de producción y en mucho menor medida y con signo negativo con la tasa de crecimiento del PBI. Por otro lado, basado en el Cuadro A1 del anexo, a excepción del crecimiento del PBI, las tasas promedio de crecimiento de los índices de precios de la producción de los sectores manufactureros (incluidos en la muestra de empresas) y los términos de intercambio son menores que las respectivas tasas de crecimiento promedio anuales de las PTF, sugiriendo que otros factores explican los cambios en la PTF de las empresas.

³⁶ Cabe señalar que Rodríguez & asociados (2018 y 2021) abordan el primer tema concluyendo que las fluctuaciones del PBI están bien ligadas a los shocks de los términos de intercambio. Por otro lado, los trabajos de Céspedes & asociados (2016b) y Tello (2023) abordan el tema de los acuerdos comerciales y la productividad a nivel agregado de la economía. El primero de ellos concluye que las firmas que participan del comercio internacional, ya sea como exportadoras y/o importadoras, tienen sistemáticamente una mayor productividad en comparación con las que destinan su producción solo al mercado interno. Los tratados de libre comercio, en promedio, generan una brecha de productividad positiva, y las empresas que exportan hacia los Estados Unidos de América tienen mayores brechas. El segundo trabajo concluye que una disminución en los aranceles a la producción reduce el crecimiento de la productividad de las empresas peruanas para las no exportadoras (es decir, las empresas nacionales que producen bienes que también se importan), mientras que aumenta el crecimiento de la productividad para las exportadoras (es decir, las empresas nacionales que producen bienes de exportación). Por el contrario, una reducción de los aranceles sobre los insumos aumenta la productividad de todas las empresas.

Variables/Estadísticos		Cuadro 3				
		Coeficiente de Correlación ($\hat{\rho}$) entre PTF y Índices de Precios de Producción (IPP), Términos de Intercambio (TI) y la Tasa de Crecimiento Anual del PBI				
		PTF-DL	PTF-ACF	PTF-LP	PTF-OP	PTF-OLS
IPP	$\hat{\rho}$	0.018	0.111	0.011	0.099	0.110
	$t_{\hat{\rho}}$	1.629*	10.11***	1.014	9.03***	10.04** *
TI	$\hat{\rho}$	0.034	0.167	0.089	0.163	0.173
	$t_{\hat{\rho}}$	3.10***	15.33***	8.08***	15.02** *	15.92** *
$\Delta Y/Y$	$\hat{\rho}$	-0.013	-0.077	-0.012	-0.068	-0.079
	$t_{\hat{\rho}}$	1.181	7.01***	1.117	6.17***	7.22***

Fuente: INEI-EEA (2023). Cuadro 1. El número de observaciones de los coeficientes de correlación de la PTF con cada uno de los cinco métodos y las variables IPP, TI y $\Delta Y/Y$ es 8244. Los niveles de significancia son 10% (*), 5% (***) y 1% (***).

III.2 Acuerdos Comerciales con Estados Unidos, China y la Unión Europea

El análisis de los cambios en la PTF y los acuerdos comerciales con Estados Unidos (US, vigente desde el 2009), China (CHN, vigente desde el 2010) y la Unión Europea (UE, vigente desde el 2013) proveen más información sobre las asociaciones de sección anterior. En el período antes de la vigencia de los tres acuerdos (2003-2009) las tasas promedio anuales del PBI, términos de intercambio, y del índice de precios de producción de los sectores de las empresas de la muestra son respectivamente 6%, 6.2% y 2.7%. En dicho período sólo la tasa promedio anual del método DL es negativa en -1.9% el resto de los métodos tienen tasas positivas entre 2% (método OLS) y 2.3% (método LP). De acuerdo con la metodología DL si los precios de los productos de las empresas son mayores que los precios de los sectores que pertenecen dichos productos entonces los métodos OLS; LP; ACF y OP estarían sobre estimando los niveles de la PTF de las empresas, y esto en parte podría explicar las diferencias en signos de las tasas de variación promedio anual.

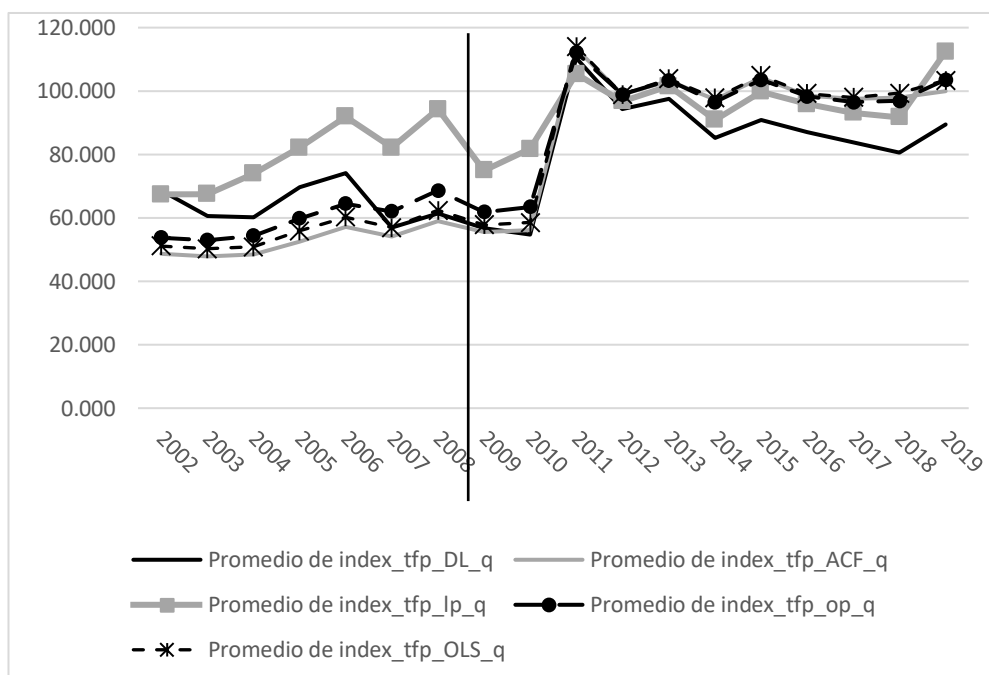
Por otro lado, durante el periodo 2003-2019, entre el periodo de vigencia del acuerdo con US, CHN y el inicio del tratado con la UE, periodo 2010-2013 el promedio de las tasas de crecimiento de la PTF de las empresas manufactureras son las más altas cuyo rango es entre 8.7% (método LP) y 23.7% (método ACF) mientras las respectivas del PBI, TI, IPP son 6.7%, 5% y 1.1% lo que sugeriría que los acuerdos comerciales de US y CHN pueden haber incidido en el aumento significativo de las productividades de las empresas manufactureras.³⁷ Sin embargo, el periodo posterior a la vigencia de los tres acuerdos, periodo 2014-2019, las tasas de crecimiento de las productividades de las empresas disminuyeron drásticamente en el rango entre -1.2% (método DL) y 2.3% (método LP). De

³⁷ Tello (2023) provee más evidencias sobre esta conjetura.

forma análoga las tasas de variación anual del PBI y TI también se redujeron respectivamente en 3.1% y -1.2%. La tasa de variación anual del IPP se incrementó ligeramente a 1.8% en dicho período. Estas cifras sugieren que el impacto de los acuerdos comerciales sobre la PTF de las empresas manufactureras es temporal y probablemente otros factores (como los términos de intercambio e inversiones en actividades de Ciencia, Tecnología e Innovación) pueden haber neutralizado los potenciales incrementos de la PTF de las empresas originado por los acuerdos comerciales.³⁸ Las Figuras del 2 al 4 evidencia con claridad que bajo cualquier método el índice promedio anual de la PTF de las empresas manufactureras tuvo un repunte entre el 2009 y el 2013 con respecto al periodo anterior para luego estabilizarse o decrecer (según el método de estimación). Así, estas figuras respaldan la conjetura de lo efectos temporales de los acuerdos, particularmente con los Estados Unidos y China.

Figura 2

Evolución de la PTF de las Empresas Manufactureras en el Período del Acuerdo Comercial con los Estados Unidos (2009)

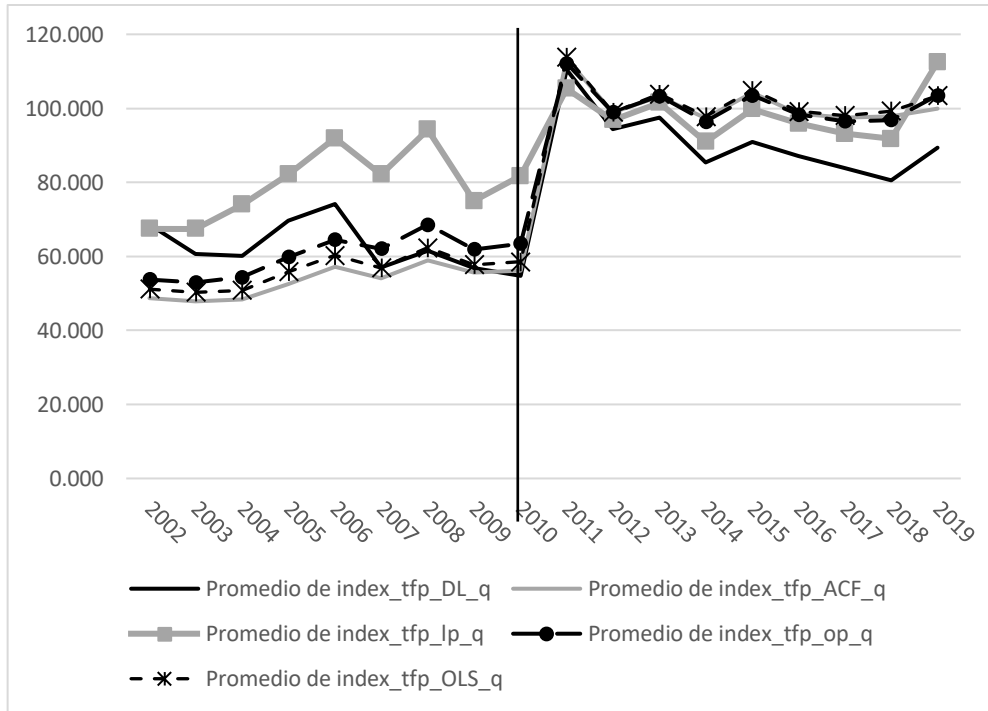


Fuente: INEI-EEA (2023). Figura 1.

³⁸ Detalles de los determinantes de las PTF de las empresas son expuestos por Sverson (2011).

Figura 3

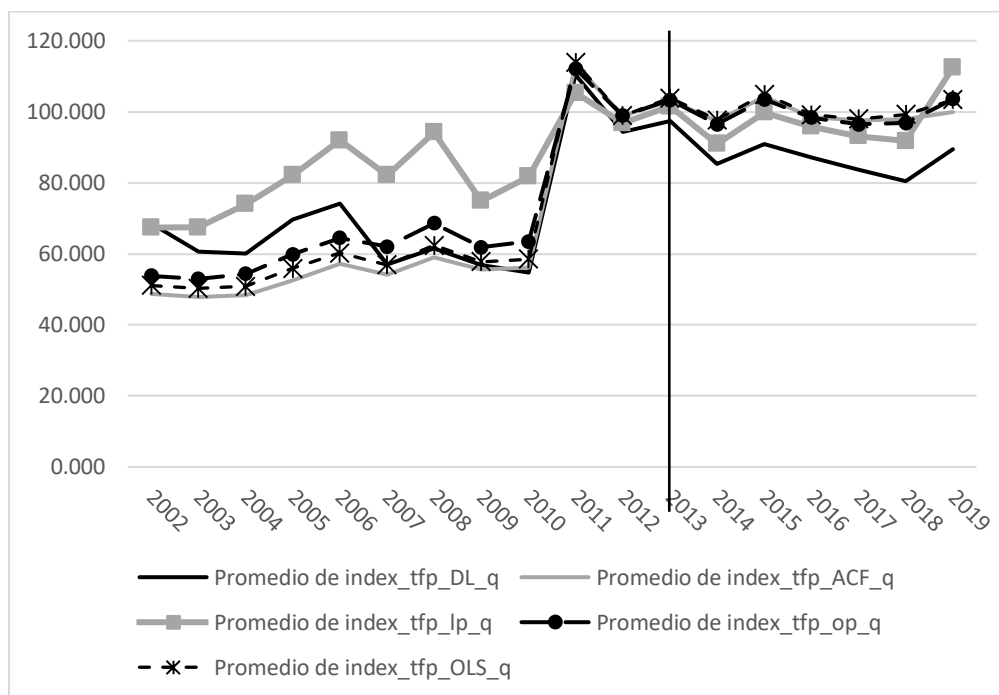
Evolución de la PTF de las Empresas Manufactureras en el Período del Acuerdo Comercial con los China (2010)



Fuente: INEI-EEA (2023). Figura 1.

Figura 4

Evolución de la PTF de las Empresas Manufactureras en el Período del Acuerdo Comercial con la Unión Europea (2013)



Fuente: INEI-EEA (2023). Figura 1.

IV. Conclusiones

Este trabajo ha estimado cinco métodos distintos la productividad total factorial para una muestra de empresas manufactureras del Perú en el período 2002-2019. Estos métodos resuelven cuatro limitaciones de los estimados estándar MCO de la PTF: el de sesgo de simultaneidad, el sesgo de attrition, el sesgo debido a la omisión de los precios de los productos de las empresas, y la multicolinealidad entre los factores de producción.

Las estimaciones de los cinco métodos señalan que la PTF de las empresas manufactureras se incrementaron en una tasa promedio anual de 5% en el periodo 2003-2019. Sin embargo, en el periodo de preacuerdos comerciales (2003-2009), la tasa promedio anual de la TF fue de 1.4%, y en el periodo posterior a las vigencia de los acuerdos con US y CHN (2014-2019) la respectiva tasa fue solo de 0.2%. La tasa promedio más alta fue el periodo entre los acuerdos (2010-2013) con un promedio de 18.8%. Esto significó que el impacto de los acuerdos comerciales, particularmente con los Estados Unidos y China, fue solo temporal y en el periodo entre acuerdos incluyendo el inicio del acuerdo con la Unión Europea.

Finalmente, el análisis descriptivo entre las productividades, el crecimiento económico, los

términos de intercambio y el índice de precios de producción de los sectores de productos de las empresas manufactureras, sugieren que sólo los términos de intercambio y en menor medida los precios de producción de los sectores manufacturero pueden incidir en las productividades de las empresas, los mecanismos son diversos: vía incrementos de los precios de exportación o reducción de los precios de importación; mayor rentabilidad de las empresas que exportan y los que usan insumos importados tal que conduzcan a actividades CTI de las empresas y generen productos de innovación. Al parecer el crecimiento o el canal vía demanda interna no es suficiente para incrementos sustantivos de la productividad empresarial en el Perú.

ANEXO DE CUADROS

Cuadro A1								
<i>Promedio Anual de los Índices de Productividad Total Factorial, PTF, Por Método de Estimación y Tasa de Variación anual del PBI (g_Y), TI (g_{TI}), y IPP (g_{IPP})</i>								
Año	PTF-DL	PTF-ACF	PTF-LP	PTF-OP	PTP-OLS	g_Y	g_{TI}	g_{IPP}
2002	68.643	48.717	67.429	53.804	51.139			
2003	60.649	47.854	67.480	52.954	50.291	4.2	2.0	0.0
2004	60.098	48.389	74.006	54.354	50.823	5.0	14.0	2.8
2005	69.653	52.473	82.167	59.826	55.893	6.3	6.1	0.8
2006	74.211	57.243	91.927	64.467	60.220	7.5	29.8	1.7
2007	57.032	54.150	82.172	62.057	56.905	8.5	6.0	1.5
2008	61.451	58.953	94.240	68.578	62.363	9.1	-11.9	1.9
2009	56.787	55.567	74.965	61.897	57.781	1.1	-2.7	10.3
2010	54.742	56.139	81.738	63.476	58.495	8.3	21.0	-0.8
2011	110.435	113.377	105.325	112.175	113.913	6.3	7.9	-1.8
2012	94.409	98.871	96.821	98.919	98.895	6.1	-2.9	5.4
2013	97.497	103.228	101.559	103.334	103.860	5.9	-6.0	1.8
2014	85.303	97.362	90.965	96.444	97.758	2.4	-5.4	-0.4
2015	90.960	104.236	99.824	103.510	104.902	3.3	-6.8	5.1
2016	87.139	98.513	95.857	98.323	99.177	4.0	-0.3	6.3
2017	83.763	97.530	93.129	96.497	98.036	2.5	7.5	-2.4
2018	80.489	97.914	91.764	96.871	99.266	4.0	-0.4	-1.0
2019	89.451	99.902	112.478	103.545	103.389	2.2	-1.7	3.5
\bar{X}	76.817	77.246	89.102	80.613	79.061	5.1	3.3	2.0

Fuente: INEI-EEA (2023), Cuadro 1. Elaboración propia. Los coeficientes de correlación entre los índices promedio anuales de las PTF entre los cinco métodos son: 0.917*** (PTF-DL-ACF); 0.791*** (PTF-DL-LP); 0.912*** (PTF-DL-OP); 0.917*** (PTF-DL-OLS); 0.837*** (PTF-ACF-LP); 0.997*** (PTF-ACF-OP); 0.999*** (PTF-ACF-OLS); 0.875*** (PTF-LP-OP); 0.850*** (PTF-LP-OLS); 0.998*** (PTF-OP-OLS).

Cuadro A2*Número de Firmas Por Método de Estimación de la PTF, 2000-2019*

Año	PTF-DL	PTF-ACF	PTF-LP	PTF-OP	PTP-OLS
2000	0	0	1609	908	1507
2001	0	406	1070	627	1007
2002	394	279	802	570	776
2003	320	211	697	527	681
2004	432	345	1281	859	1242
2005	526	428	799	588	767
2006	374	286	716	533	690
2007	433	263	1678	1199	1621
2008	496	314	740	519	711
2009	504	334	876	626	843
2010	569	386	850	612	816
2011	530	338	1410	1074	1376
2012	715	613	1232	898	1194
2013	726	604	1388	1035	1346
2014	704	575	1105	850	1082
2015	674	527	1125	853	1097
2016	672	526	1139	861	1117
2017	649	473	1231	900	1200
2018	1168	890	1257	942	1226
2019	627	467	1071	830	1002
Número de Observaciones	10513	8265	22076	15811	21301

Fuente: INEI-EEA (2023), Cuadro 1

REFERENCIAS

1. General

Akerberg, D. A., Caves, K., & Frazer, G. 2015. Identification Properties of Recent Production Function Estimators. *Econometrica*, 83(6), 2411–2451. <https://doi.org/10.3982/ecta13408>. Mimeo 2006, Department of Economics, UCLA.

Akerberg, Daniel, C. Lanier Benkard, Steven Berry y Ariel Pakes 2007. Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes. En J. Heckman y E. Leamer (eds.), *Handbook of Econometrics* (vol. 6A, cap. 63.) Reino Unido: North Holland.

Arnold, J. 2005. Productivity Estimation at the Plant Level: A practical guide. Bocconi University, Milan, Italy.

Baltagi, B.H. 1995. *Econometric Analysis of Panel Data*, New York: John Wiley & Sons.

Bassett, G., R., Koenker. 1978. Regression Quantiles. *Econometrica*, 46, pp. 33–50.

Bassett, G., Koenker, R. 1982. An empirical quantile function for linear models with iid Errors. *Journal of the American Statistical Association* 77, pp. 407–415.

Blundell, R. S. Bond 2000. GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions". *Econometric Reviews*, 19: pp.321-340.

Blundell, R., S. Bond. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models". *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-43.

Cavalcanti P., S. Pessôa, F. Veloso 2013. On the Evolution of Total Factor Productivity in Latin America. *Economic Inquiry*, Vol. 51-1, pp. 16–30. Tambien mimeo 2008 Fundación Getulio Vargas.

Céspedes, N., P. Lavado, N. Ramírez, 2016a. *Productividad en el Perú: medición, determinantes e implicancias*. Universidad del Pacífico.

Céspedes, N., M. Aquije, A. Sánchez, R. Vera Tudela 2016b. Productividad y apertura comercial en el Perú. En N. Céspedes, P. Lavado, N. Ramírez eds. *Productividad en el Perú: Medición, determinantes, e Implicancias*. Capítulo 5, Universidad del Pacífico, Lima Perú.

Céspedes, N., M. Aquije, A. Sánchez y R. Vera Tudela 2014. Productividad sectorial en el Perú: un análisis a nivel de firmas. *Revista Estudios Económicos*, 28, pp. 9-26, BCRP.

Crespi, G., E. Fernández-Arias, E. Stein 2014. Rethinking Productive Development. IDB. Palgrave MacMillan

De Loecker J. 2011a. Product Differentiation, Multiproduct firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity. *Econometrica*, septiembre, Vol. 79, No. 5 pp. 1407-1451.

Del Pozo, C., E Guzmán 2021. Impacto de la inversión en CTI en la productividad de las firmas en el Perú. Proyecto CIES.

Del Pozo, C., E Guzmán 2019. Estimación de la Productividad Total Factorial a nivel de firmas en el Perú: nueva evidencia a través del método Akerberg, Caves y Frazer. Proyecto CIES.

Daude C., E. 2010. On the Role of Productivity and Factor Accumulation in Economic Development in Latin America. IDB WPS No. IDB-WP-155.

Eslava, M., J. Haltiwanger, A. Kugler y M. Kugler 2004. The effects of structural reforms on productivity and profitability enhancing reallocation: evidence from Colombia". *Journal of Development Economics* 75. Pp. 333– 371

Fariñas, J. S. Ruano, S. 2005. Firm productivity, heterogeneity, sunk costs and market selection. *International Journal of Industrial Organization*, 23 pp 505–534.

Fernández-Arias, E., N. Fernández-Arias 2021. The Latin American Growth Shortfall: Productivity and Inequality. UNDP LAC WPS No 04.

Figal Garone, L., P. López, A. Maffioli, C. Ruzzier 2020. Firm-level Productivity in Latin America and the Caribbean. IDB.

Fuss, M., D. McFadden, Y. Mundlak 1978. A Survey of Functional Forms in the Economic Analysis of Production. En *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications Volume I: The Theory of Production*, Melvyn Fuss y Daniel L. McFadden, Editors, Amsterdam: North-Holland.

Goldberg, P.K., Khandelwal, A., Pavcnik, N., Topalova, P. 2008. Multi-product firms and product turnover in the developing world: evidence from India. National Bureau of Economic Research Working Paper Series 14127.

Goldberg, P. 1995. Product Differentiation and Oligopoly in International Markets: The Case of the U.S. Automobile Industry. *Econometrica*, 63, 891-951.

Griliches, Z. and J. Mairesse 1998. Production Functions: The Search for Identification. En *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (Cambridge University Press) pp. 169-203.

Griliches, Z. 1957. Specification Bias in Estimates of Production Functions. *Journal of*

Farm Economics, 39, pp.8-20.

Hansen, L.P. 2007. “Generalized Methods of Moments Estimation”. Mimeo, University of Chicago.

Hansen, L.P.1982. Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators. *Econometrica*, Vol. 50, page 1029-1054.

Hayasi, F 2000. *Econometrics*, Princeton University Press.

Henderson, D., A. C Souto 2018. An Introduction to Nonparametric Regression for Labor Economists. IZA DP No. 11914.

Hopenhayn, H. 1992. Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium. *Econometrica*, 60, pp. 1127-1150.

Iacovone, L., Javorcik, B.S. 2008. Shipping good tequila out: investment, domestic unit values and entry of multi-product plants into export markets. Mimeo

Jovanovic, B. 1982. Selection and the evolution of industry. *Econometrica* 50 pp. 649–670.

Jorgenson, D 1991. Productivity and Economic Growth. FIFTY YEARS OF ECONOMIC MEASUREMENT: THE JUBILEE OF THE CONFERENCE ON RESEARCH IN INCOME AND WEALTH. Editors, ERNST R. BERNDT & JACK E. TRIPLETT UNIVERSITY OF CHICAGO PRESS. Disponible en <https://www.nber.org/books-and-chapters/fifty-years-economic-measurement-jubilee-conference-research-income-and-wealth/productivity-and-economic-growth>

Katayama, H., S. Lu and J. Tybout 2009. Firm-Level Productivity Studies: Illusions and a Solution. *International Journal of Industrial Organization*, 27, pp. 403–413.

Koenker, R., Hallock, K.F. 2001. Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15, (4), pp. 143–156.

Levinsohn, J., A. Petrin 2003. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies*, 70(2), 317-341

Loayza, N., Y. Kima 2019. Productivity Growth: Patterns and Determinants across the World. *Economía*, Volume 42, Issue 84, pp. 36-93, PUCP.

Marshall J., W.H. Andrews 1944. Random Simultaneous Equations and the Theory of Production. *Econometrica*, Vol. 12, No. 3/4, Jul-Oct., pp. 143-205.

McLellan, Nathan 2004. Measuring Productivity using the Index Number Approach: An

Introduction, New Zealand Treasury Working Paper, No. 04/05, New Zealand Government, The Treasury, Wellington

OECD 2001. Measuring Productivity OECD Manual MEASUREMENT OF AGGREGATE AND INDUSTRY-LEVEL PRODUCTIVITY GROWTH. OECD.

Olley, S., A. Pakes, 1996. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64 (6), pp. 1263-1298.

Ornaghi, C. 2006. Assessing the effects of measurement errors on the estimation of production functions. *Journal of Applied Econometrics* 21: 879–891.

Rodríguez G., R. Vassallo 2021 Impacto de Choques Externos sobre la Economía Peruana Aplicación Empírica usando Modelos TVP-VAR-SV, DT No 001-21 Consejo Fiscal.

Rodríguez, G., P. Villanueva, P. Castillo .2018. Driving economic fluctuations in Peru: The role of the terms of trade. *Empirical Economics* 53(3), 1089-1119.

Seiford, L. L., R.M. Thrall, 1990. Recent Developments in DEA: The Mathematical Programming.

Solow, R. 1957. Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics* 39-3, pp. 312-320.

Sverson, C. 2011. What determines productivity. *Journal of Economic Literature*. <https://doi.org/10.1257/jel.49.2.326>

Tello, M.D, C.J Tello-Trillo 2023. Preferential Trade Agreements and Productivity: Evidence from Peru. En proceso de publicación *Revista Economía*, PUCP.

Tello, M.D. 2020. Political Economy Approach of Trade Barriers: The Case of Peruvian's Trade Liberalization. DT No 486, Departamento de Economía, PUCP.

Tello, M.D. 2012. Productividad Total Factorial en el sector manufacturero del Perú: 2002-2007. *Revista Economía*, Vol. XXXV, N° 70, semestre julio-diciembre 2012, pp. 103-141.

Van Beveren, I. 2012. Total Factor Productivity Estimation: A Practical Review. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 26, No. 1, pp. 98–128.

Van Biesebroeck J 2008. The Sensitivity of Productivity Estimates: Revisiting Three Important Debates. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 26-3, pp. 311-328.

Varian, H. 2005. Bootstrap Tutorial. *Mathematica Journal*, 9, pp. 768-775.

2. Fuentes de Información y Programas

Banco Central de Reserva del Perú, BCRP 2023. Estadística del Comercio Exterior.

Conference Board 2023. Economy Data Base. Disponible en <https://www.conference-board.org/data/economydatabase/total-economy-database-productivity>

De Locker J. (2011a). Product Differentiation, Multiproduct firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity. *Econometrica*, September, Vol. 79, No. 5 pp. 1407-1451.

De Loecker, J (2011b). Supplement to “Product Differentiation, Multiproduct firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity”. *Econometrica*, Vol. 79, No. 5, septiembre pp. 1407–1451.

De Loecker, J (2011c). Supplementary material: Data and Code of “Product Differentiation, Multiproduct firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity”. *Econometrica*, Vol. 79, No. 5, septiembre pp. 1407–1451.

INEI-EEA 2023. Encuesta Económica Anual 2002-2019. Disponible en: <http://inei.inei.gob.pe/microdatos/>

INEI 2023. Estadísticas Economía. Disponible en <https://m.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/economia/>

Manjon, M., J. Mañez 2016. Production function estimation in Stata using the Akerberg–Caves–Frazer method. *The Stata Journal* 16-4, pp. 900–916.

Petrin, A., B. Poi & J. Levinsohn 2004. Production function estimation in Stata using inputs to control for unobservables (52 Package name: levpet */). *The Stata Journal* 4, No 2, pp. 113–123

STATA (2023). STATA LONGITUDINALDATA/PANELDATA REFERENCEMANUAL RELEASE 16.

SUNAT 2023. Estadísticas de Comercio Exterior.

Yasar, M., R. Raciborski, B. Poi 2008. Production function estimation in Stata using the Olley and Pakes method. *The Stata Journal* 8-2 2, pp. 221–231.