

**Estimación de la productividad total factorial: un
análisis de empresas del sector manufacturero en el
Perú, 2002-2019**

Mario D. Tello



Mario D. Tello

Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas del sector manufacturero en el Perú, 2002-2019

Resumen: Este artículo estima y realiza un análisis comparativo de cinco métodos de estimación de la productividad total factorial (PTF) de empresas de manufacturas del Perú, en el periodo 2002-2019. Estos métodos resuelven cuatro limitaciones de los estimados estándar MCO de la PTF: el 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 principal base de datos para las estimaciones es la Encuesta Económica Anual de Empresas del INEI-EEA (2024). 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. De otro lado, que la tasa de crecimiento de la PTF de las empresas está asociada a los términos de intercambio y en mucho menor medida a los acuerdos comerciales.

Palabras clave: productividad total factorial, acuerdos comerciales, factores de producción.

Clasificación JEL: D24, J23, H32.

falta titulo ingles

Abstract: This paper estimates and 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 database for the estimates is the INEI Annual Economic Survey of Companies (INEI-EEA 2024). 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. On the other hand, the rate of growth of the TFP of companies is associated with the terms of trade and to a much lesser extent with trade agreements.

Keywords: total factorial productivity, trade agreements, factors of production.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a356837>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Estimación de la productividad total de los factores : una analítica de las empresas del sector manufacturero en Perú, 2002-2019

Resumen: *Este documento estima y efectúa un análisis comparativo de cinco métodos de estimación de la productividad total de los factores (PTF) de las empresas manufactureras peruanas en el período 2002-2019. Estos métodos responden a cuatro limitaciones de las estimaciones estándar de la PTF por los MCO: el sesgo de simultaneidad, el sesgo de atrición, el sesgo debido a la omisión de los precios de los productos de las empresas y la multicolinealidad entre los factores de producción. La principal base de datos utilizada para las estimaciones es la encuesta económica anual de las empresas de INEI-EEA (2024). Los resultados que surgen de las estimaciones son, por una parte, el aumento del índice anual promedio de la PTF de la muestra de empresas a una tasa de variación anual de 5% en el período 2003-2019. Por otra parte, la tasa de crecimiento de la PTF de las empresas está asociada a los términos de intercambio y en una medida mucho menor a los acuerdos comerciales.*

Palabras clave: *productividad total de los factores, acuerdos comerciales, factores de producción.*

Cómo citar / How to cite this item:

Tello, M. (2024). Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas del sector manufacturero en el Perú, 2002-2019. *Lecturas de Economía*, (102). *Lecturas de Economía*, 102, 51-91. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a356837>

Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas del sector manufacturero en el Perú, 2002-2019

Mario D. Tello ^a

–Introducción. –I. Métodos de estimación de la PTF. –II. Resultados de los métodos de estimación de la PTF. –III. La PTF de manufacturas en el periodo 2002-2019.

–Conclusiones. –Declaración de ética. –Referencias.

Primera versión recibida el 6 de abril de 2024; versión final aceptada el 3 de septiembre de 2024

Introducción

Resulta extraño que a pesar de la amplia literatura sobre la relevancia y medidas de la productividad total factorial, PTF, a nivel de países¹, estudios sobre mediciones de la PTF a nivel de empresas y para países de América Latina sean relativamente escasos² Más aún, los estudios de las mediciones de la PTF se centran en métodos estándar que tienen una serie de limitaciones.³ Este artículo aborda las ventajas y desventajas de los métodos de estimación de la PTF más usuales encontrados en la literatura y los aplica para la estimación de la PTF de empresas manufactureras de un particular país de ingreso medio de América Latina, el Perú, para el periodo 2002-2019. La literatura latinoamericana enfatiza la importancia de mediciones de la PTF a nivel de empresas por el bajo desempeño de dicha productividad a nivel de países de la región.⁴

^a *Mario D. Tello*: Profesor Principal, Pontificia Universidad Católica del Perú, PUCP, Departamento de Economía, Lima, Perú. Dirección electrónica: mtello@pucp.edu.pe <https://orcid.org/0000-0001-7929-0116>. Se agradece la asistencia de Pablo Rojas y el apoyo del Vicerrectorado de Investigación de la PUCP derivado de los Concursos Anuales de Investigación.

¹ Por ejemplo, Conference Board (2024), OECD (2024), Penn World Tables (2024). Sánchez y Kapp (2011).

² Usando la base de datos EBSCO con título “total factor productivity” y las palabras en texto de “Latin America” y “firms”, solo aparecen 26 trabajos.

³ Detalles en Van Veren (2012) y Akerberg *et al.* (2007).

⁴ Por ejemplo, Galindo y Nuguer (2023).

El desarrollo del artículo se compone de cinco secciones. La siguiente sección expone los métodos modernos de medición de la PTF. Estos se aplican a una muestra de empresas manufactureras localizadas en el Perú. Luego, se presentan los resultados de las estimaciones. En la sección siguiente se comparan las estimaciones con los shocks de precios externos y los acuerdos comerciales implementados en el periodo de análisis. Finalmente, se resumen las principales conclusiones del artículo, se lista las referencias y se presenta el anexo de tablas complementarias.

I. Métodos de estimación de la PTF

La literatura de los métodos de estimación de la PTF tiene dos áreas bien definidas: la macroeconómica⁵ y la microeconómica. Esta sección resume la literatura básica o estándar microeconómica, basada en regresiones paramétricas.⁶ Esta literatura parte de la función de producción estocástica de una empresa expresada como:

$$Y_{it} = F(A_{it}; V_{it}; \varepsilon_{it}); \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1 \dots T, \quad (1)$$

donde Y_{it} es la medida de producción de la firma o empresa i ⁷ en el periodo t , A_{it} representa la PTF de dicha firma en el mismo periodo, 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 funciones.⁸

⁵ Resúmenes de los métodos macroeconómicos se detallan en Jorgenson (1991), McLellan (2004) y OECD (2001), entre muchos otros.

⁶ Resúmenes de los métodos no paramétricos se detallan en Van Biesebroeck (2008) y Seiford y Thrall (1990), entre muchos otros.

⁷ En este artículo 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.

⁸ Fuss *et al.* (1978) presentan las diferentes especificaciones que pueden usarse para las estimaciones de la PTF. En el presente artículo el problema de la especificación no es analizado, aunque será tomado en cuenta en la interpretación de los resultados.

Las estimaciones en el presente trabajo usan la especificación estándar de la función de Cobb Douglas. Así la ecuación 1 se convierte en:

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^{\beta_l} K_{it}^{\beta_k} M_{it}^{\beta_m} e^{\varepsilon_{it}} e^{\beta_{0it}}; \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1 \dots T. \quad (2)$$

En esta función el vector V_{it} está compuesto por el número de trabajadores empleados por la firma i en el periodo t , L_{it} ; el capital empleado K_{it} ; y los insumos intermedios M_{it} . En adición se introduce un factor $e^{\beta_{0it}}$ que representa otro conjunto de variables de control de las firmas que también pueden incidir en el proceso de producción⁹ Las variables en logaritmo neperiano son denotadas en letras minúsculas. Así, la ecuación 2 se transforma en:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + a_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

La estimación 3 por el método de mínimos cuadrados ordinarios, MCO, enfrenta una serie de limitaciones las cuales han originado diversos métodos de estimación de la $PTF = A_{it} = e^{a_{it}}$.

La primera limitación corresponde al llamado *sesgo de simultaneidad entre la productividad y los factores de producción*. Marschak y Andrews (1944), Griliches (1957) y Griliches y 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 caso¹⁰, las estimaciones se pueden realizar a través de MCO con variables instrumentales —o su equivalente MCO en dos etapas— y el método generalizado de momentos (GMM¹¹). En ambos métodos el vector z_{it} de N_k instrumentos requiere estar correlacionado con el vector de

⁹ En el caso que $\beta_{0it} = \beta_0$, el parámetro puede ser interpretado como el grado de eficiencia promedio de todas las firmas en todos los periodos (Akerberg *et al.*, 2007).

¹⁰ Por ejemplo, las aplicaciones de Eslava *et al.* (2004) y Blundell y Bond (1998).

¹¹ Hansen (1982), Hansen (2007) y Hayasi (2000) proveen una discusión completa de método GMM

N_p regresores de la ecuación 3, 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: primero, dificultad para seleccionar las variables instrumentales; segundo, en el caso que se seleccione precios como instrumentos, usualmente estos no tienen mucha variabilidad en periodos cortos de tiempo; tercero, los instrumentos seleccionados pueden influenciar la evolución de la PTF y de esa forma no cumplir con una de las condiciones de ser instrumentos; cuarto, 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: en primer lugar, el supuesto que la PTF sea fija a través del tiempo es muy fuerte para que sea válida; en segundo lugar, los sesgos de estimación se agrandan si existe medidas de error de los insumos (factores) de producción; en tercer lugar, 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 y Pakes (1996) —denominado método OP—, Levinsohn y Petrin (2003) —denominado método LP—, el de Akerberg *et al.* (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 función de producción, el de la 'attrition'* —en castellano

endogeneidad por salidas o movimiento de empresas en el mercado —.¹² De acuerdo con Olley y 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 y Ruano (2005)— sustentan dicha decisión.

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

A. Método OP

Desarrollado por Olley y Pakes (1996), comprende tres etapas¹³, y requieren los siguientes tres supuestos:

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

$$[A2]^{14} a_{it} = h(inv_{it}; k_{it}; v_{it}); a_{it} \text{ es estrictamente creciente en } inv_{it}.$$

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

¹² 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.

¹³ Para todos los métodos $i = 1, N; t = 2002 - 2019$.

¹⁴ 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} .

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 una 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} ¹⁵ También se estimó con el número de años de la empresa como variable v_{it} produciendo productividades similares a las presentadas en el trabajo. En el supuesto [A3] los autores proponen que al inicio del periodo las firmas incumbentes deciden quedarse o permanecer o terminar sus actividades productivas. Si salen del mercado reciben un valor de venta no reingresando al mercado. Si la firma opta por continuar, esta 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 3 se tiene que:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \varphi_{it}(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\varphi_{it}(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + h(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) \quad (5)$$

En la ecuación 4 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 5 los estimadores MCO (mínimos cuadrados ordinarios) de los coeficientes del empleo y materiales serían consistentes¹⁶ En consecuencia, en la **primera etapa** del método OP se estiman los parámetros del trabajo y materiales reemplazando la ecuación 6 por un polinomio de grado dos en las variables k_{it} ; inv_{it} ; it , e insertándolo en (4) para estimar $\hat{\beta}_l$ y $\hat{\beta}_m$. Si el supuesto [A1] se introduce en 3 se tiene que:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + E(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

¹⁵ También se estimó con el número de años de la empresa como variable v_{it} produciendo productividades similares a las presentadas en el trabajo.

¹⁶ De acuerdo con Yasar *et al.* (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.

En 6 hay dos problemas que surgen para el estimador MCO del coeficiente del capital dado que en la primera etapa se estima $\widehat{\beta}_l$ y $\widehat{\beta}_m$. 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 periodo t depende de a_{it}^* pero por [A1] este depende de $a_{i(t-1)}$ y por [A2] depende de la inversión, capital y edad de las empresa (v_{it}) en el periodo ‘ $t - 1$ ’.¹⁷ En consecuencia, en la **segunda etapa** se estima la probabilidad de que la firma continúe en el mercado mediante un Probit teniendo como regresores $inv_{it}; k_{it}; v_{it}$, sus cuadrados, y respectivos productos cruzados.¹⁸ El estimador de dicha probabilidad es denotado como \widehat{PS}_{it} .

Reemplazando 5 en 4, y estimando 4 se obtiene $\widehat{\varphi}_{it}$ y de 5 se obtiene:

$$h(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) = \widehat{\varphi}_{it}(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) - \beta_0 - \beta_k \cdot k_{it} \quad (7)$$

De otro lado, si se introduce [A1] en 3 y usando los coeficientes estimados de $\widehat{\beta}_l$ y $\widehat{\beta}_m$ se obtiene:

$$y_{it} - \widehat{\beta}_l l - \widehat{\beta}_m m = \beta_k k_{it} + \beta_0 it + E(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Reemplazando 7 en [A2], la tercera etapa de OP estima el coeficiente del capital mediante el método no lineal de estimación de 9:

$$y_{it} - \widehat{\beta}_l l - \widehat{\beta}_m m = \beta_k k_{it} + g[\widehat{\varphi}_{it-1}(inv_{it-1}; k_{it-1}; v_{it-1}) - \beta_0 it-1 - \beta_k k_{it-1}; \widehat{PS}_{it}] + \xi_{it} + \varepsilon_{it}^{19} \quad (9)$$

¹⁷ 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.

¹⁸ Alternativamente, se puede usar un estimador Kernel en esta segunda etapa. Detalles en Olley y Pakes (1996).

¹⁹ En este caso $E(a_{it}/a_{i(t-1)}) = g[\widehat{\varphi}_{it}; k_{i(t-1)}; \widehat{PS}_{it}]$.

Donde g es una función polinómica de segundo orden de las siguientes variables: $\widehat{\varphi}_{it-1}(inv_{it-1}; k_{it-1}; v_{it-1}) - \beta_0 v_{it-1} - \beta_k k_{it-1}$ y $\widehat{P}S_{it}$. Los errores estándar de los coeficientes se calculan con la técnica del ‘Bootstrap’.²⁰

B. Método LP

El método de Levinsohn y 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 6. Así, el método asume [A1] y [A2] pero no [A3]. Adicionalmente el supuesto [A2] es reemplazado por [A2]’. [A2]’ $a_{it} = h'(m_{it}; k_{it})$; a_{it} 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 4 y 5 son reemplazadas respectivamente por:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \varphi'_{it}(m_{it}; k_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\varphi'_{it}(m_{it}; k_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + h'(m_{it}; k_{it}) \quad (11)$$

Al igual que el método OP, el estimador $\widehat{\beta}_l$ es consistente si se estima por MCO la ecuación 10 dado que no existe correlación entre l_{it} y ε_{it} . Similar al caso OP, en la estimación MCO de 10 $\varphi'_{it}(m_{it}; k_{it})$ 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 10 se obtiene \widehat{a}_{it} :

$$\widehat{a}_{it} = \widehat{\varphi}'_{it} - (\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_k k_{it} + \widehat{\beta}_m m_{it}), \quad (12)$$

donde los estimados de $\widehat{\beta}_0, \widehat{\beta}_k, \widehat{\beta}_m$ provienen del estimado del polinomio de tercer grado de $\widehat{\varphi}'_{it}$. Luego los errores de 6²¹ se estiman usando los estimados

²⁰ 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 y sus errores estándar, σ_{α_k} (Varian, 2005).

²¹ Note que estos errores en OP son estimados mediante la ecuación 9 usando la probabilidad de que las firmas permanezcan en el mercado.

de $\widehat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)})$ y los estimados de $\widehat{\beta}_0, \widehat{\beta}_k, \widehat{\beta}_m$ del polinomio, mediante:

$$\widehat{a}_{it} + \widehat{\varepsilon}_{it} = y_{it} - (\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_l l_{it} + \widehat{\beta}_k k_{it} + \widehat{\beta}_m m_{it} + \widehat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)})) \quad (13)$$

donde $\widehat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)}) = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{a}_{i(t-1)} + \gamma_2 \widehat{a}_{i(t-1)}^2 + \gamma_3 \widehat{a}_{i(t-1)}^3$.²²

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

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:

$$\min_{\beta_k; \beta_m} \sum_{t=1}^T \left(\sum_{i=1}^N (\widehat{\xi}_{it} + \widehat{\varepsilon}_{it}) Z_{it} \right)^2 \quad (14)$$

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

C. Método ACF

Manjon y 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 o factores. El primer tipo, es de factores variables cuya elección en el periodo t no tiene un impacto en su costo de uso en periodos futuros; y el segundo, corresponde a las denominadas variables estado, cuya elección en el periodo 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 periodo en que se consumen y aquellos que se eligen antes el periodo en que se

²² Esto significa que $E(a_{it}/a_{i(t-1)}) = g[\widehat{\varphi}_{it}; k_{i(t-1)}; \widehat{PS}_{it}]$ de OP es diferente al $\widehat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)}) = \widehat{a} = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{a}_{i(t-1)} + \gamma_2 \widehat{a}_{i(t-1)}^2 + \gamma_3 \widehat{a}_{i(t-1)}^3$ de LP.

consumen. Desde el punto de vista del método de estimación, el método MCO de la ecuación (3) 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 estado²³ y como consecuencia la función de demanda 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 5 o de 11.

En consecuencia, y de acuerdo con Akerberg *et al.* (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 4 de OP y 10 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 3 se convierte en:

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \varphi_{it} + \varepsilon_{it} \\
 \varphi_{it} &= \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + h'''_{it}(l_{it}; k_{it}; m_{it}) + \varepsilon_{it} \\
 h'''_{it}(l_{it}; k_{it}; m_{it}) &= E(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it} \\
 &= g[\widehat{\varphi}_{i(t-1)} \\
 &\quad - (\beta_0 + \beta_l l_{i(t-1)} + \beta_k k_{i(t-1)} + \beta_m m_{i(t-1)})] \\
 &\quad + \xi_{it}
 \end{aligned} \tag{15}$$

²³ Debido a la existencia de costos significativos de contratación y despido y contratos a largo plazo, lo que ocurre en países europeos como España.

La primera etapa de la de ACF consiste en estimar $\hat{\varphi}_{it}$ usando un polinomio de orden '2' de $l_{it}; k_{it}; m_{it}$ introduciéndolo en la primera ecuación de (15) y estimar esta 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 14 con los estimados del polinomio de $\hat{\varphi}_{it}$.²⁴ 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 (13) para estimar $\hat{x}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}$. La segunda etapa, al igual que LP, aplica el método de momentos tal que $E(\hat{x}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}/Z_{it}) = 0$.

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 $\hat{\beta}_m$.

D. 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 $\tilde{r}_{it} = q_{it} + p_{it} - P_{it}$ es la renta real de la empresa i en el periodo ' t ', p_{it} el precio del producto de la empresa i en el periodo ' t ', y P_{it} es el deflactor (índice de precios) la cual se introduce en la ecuación 3, entonces.

$$q_{it} = \beta_0 + \beta_l \cdot l_{it} + \beta_k \cdot k_{it} + \beta_m \cdot m_{it} + (p_{it} - P_{it}) + a_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (16)$$

En la ecuación 3 la diferencia de precios ($p_{it} - P_{it}$) no se incluye la cual requiere incluirse por (16) generando así *la cuarta limitación de la estimación por MCO, el de sesgo por omisión de variables*.²⁵ Adicionalmente, la diferencia de

²⁴ 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.

²⁵ La quinta limitación que no es abordada en este artículo 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 (3) serían ineficientes e inconsistentes. El método de cuantiles desarrollado por Basset y Koenker (1978; 1982) y resumidos en Koenker y Hallock (2001) produce

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 insumos.²⁶

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 productos.²⁷ De Loecker (2011a), DL, presenta un método de abordar ambos problemas tanto el de omisión como el de firmas multiproducto. A continuación, se detallan las metodologías.

De Loecker (2011a) inicia su metodología introduciendo la siguiente demanda CES específica del producto j de la empresa i en periodo t :

$$Q_{ijt} = Q_{st} \left(\frac{P_{ijt}}{P_{st}} \right)^{h_s} \exp(\varepsilon_{it}) \quad (17)$$

$$P_{ijt} = Q_{ijt}^{1/h_s} P_{st} Q_s^{-1/h_s} (\exp(\varepsilon_{it}))^{-1/h_s}, \quad (18)$$

donde la cantidad demandada de un producto j de la empresa i en el 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 $h_s (< 0)$ es la elasticidad precio de la demanda y ε_{it} es un shock de demanda de la empresa i en el periodo t . Los sectores s considerados para fines de estimación del presente artículo son tres: procesados de productos primarios, sectores CIU

estimadores más eficientes que el del MCO en los casos que: primero, el supuesto de normalidad de los errores no se cumple; segundo, el foco de las estimaciones sea sobre la completa distribución condicional de la variable dependiente y no sobre el promedio de la distribución; tercero, existan observaciones muy distantes del promedio o que la distribución sea sesgada hacia las colas.

²⁶ Katayama *et al.* (2009) y Van Beveren (2012) abordan estos problemas tratando de solucionar dichos sesgos. Eslava *et al.* (2004) y Ornaghi (2006) ‘resuelven’ este sesgo usando cantidades de producto y precio de los insumos.

²⁷ Goldberg *et al.*, (2008) y Iacovone y Javorcik (2008), usan clasificaciones de 8 a 10 dígitos para “resolver” el problema de firmas multi-producto.

de tres dígitos de industria ligera —como textiles, ropa, zapatos, etcétera—, y sectores CIIU de manufacturas intensivas en conocimientos y tecnología —como maquinaria y equipos, productos farmacéuticos, entre otros).

Un segundo paso de la metodología es asumir una función de producción Cobb-Douglas idéntica para todas las empresas y por cada producto j , sin shocks específicos del producto j pero sí con shocks de productividad de la empresa en el periodo t (a_{it}) y errores de medición y shock idiosincráticos (u_{it}). Esto es:

$$Q_{ijt} = L_{ijt}^{\beta_l} M_{ijt}^{\beta_m} K_{ijt}^{\beta_k} \exp(a_{it} + u_{it}) \quad (19)$$

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 i . 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 (19) se convierte en:

$$\begin{aligned} Q_{ijt} &= (c_{ijt}L_{it})^{\beta_l} (c_{ijt}M_{it})^{\beta_m} (c_{ijt}K_{it})^{\beta_k} \exp(a_{it} + u_{it}) \\ &= J_{it}^{-\gamma} L_{it}^{\beta_l} M_{it}^{\beta_m} K_{it}^{\beta_k} \exp(\omega_{it} + u_{it}) \\ &= J_{it}^{-\gamma} Q_{it}; \gamma = \beta_l\beta_m + \beta_k \end{aligned} \quad (20)$$

Con (18) y (20) se obtiene $R_{it} = \sum_j^{n_i} P_{ijt}Q_{ijt}$. Donde:

$$\tilde{r}_{it} = R_{it}/P_s = Q_{it}^{\frac{n_s+1}{n_s}} Q_{st}^{-\frac{1}{n_s}} (\exp(\varepsilon_{it}))^{-1/n_s}, \quad (21)$$

donde \tilde{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 (19) en (6) y tomando logaritmo neperiano se tiene:

$$\ln \tilde{r}_{it} = \beta'_l l_{it} + \beta'_m m_{it} + \beta'_k k_{it} + \beta_{np} np_{it} + \beta_s q_{st} + a_{it}^* + \varepsilon_{it}^* + u_{it}, \quad (22)$$

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

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

$$\begin{aligned}
 \beta'_k &= \left(\frac{n_s + 1}{n_s} \right) \beta_k \\
 \beta_s &= \frac{1}{|n_s|} \\
 a_{it}^* &\equiv \frac{a_{it}(n_s + 1)}{n_s}, \\
 \varepsilon_{it}^* &\equiv \varepsilon_{it}|n_s|^{-1} \\
 np_{it} &= \ln(J_{it})^{28}
 \end{aligned} \tag{23}$$

Adicionalmente, De Loecker (2011a) por un lado, expande el término q_{st} en $\sum_s \beta_s q_{st}$. En las estimaciones del presente artículo se expande en tres sectores productivos: procesados de productos primarios, sectores CIU de tres dígitos de industria ligera —como textiles, ropa, zapatos, etcétera—, y sectores CIU de manufacturas intensivas en conocimientos y tecnología —como maquinaria y equipos, productos farmacéuticos, entre otros—. 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 21 se convierte en:

$$\begin{aligned}
 \ln \tilde{r}_{it} &= \beta'_l l_{it} + \beta'_m m_{it} + \beta'_k k_{it} + \beta_{np} np_i + \sum_s \beta_s q_{st} \\
 &\quad + \sum_j \beta_j D_{ij} + a_{it}^* + \varepsilon_{it}^* + u_{it}; \tag{24}
 \end{aligned}$$

Seguendo a Goldberg (1995), De Loecker (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 23 se transforma en:

²⁸ De acuerdo con De Loecker (2011a), np_{it} es el número de productos de la empresa i periodo t .

$$\ln \tilde{r}_{it} = \beta'_l l_{it} + \beta'_m m_{it} + \beta'_k k_{it} + \beta_{np} np_i + \tau tr_{it} + \sum_s \beta_s q_{st} + \sum_j \beta_j D_{ij} + a_{it}^* + \varepsilon_{it}^*; \quad (25)$$

donde:

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

$\ln \tilde{r}$: Logaritmo del valor de 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 (2024) 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 cuatro métodos anteriores, el método DL usa la ecuación 23 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. Estas son cuatro para De Loecker (2011a).

En la primera etapa se define φ_{it} :

$$\varphi_{it}(\beta'_l, \beta'_m, \beta'_k, \tau, \beta_s, \beta_j) = \beta'_l l_{it} + \beta'_m m_{it} + \beta'_k k_{it} + \beta_{np} np_i + \tau tr_{it} + \sum_s \beta_s q_{st} + \sum_j \beta_j D_{ij} + a_{it}^* \quad (26)$$

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 (27):

$$\ln r_{it} = \varphi_{it}(\beta_l, \beta_m, \beta_k, \tau, \beta_{np}\beta_s, D) + \varepsilon'_{it*} \quad (27)$$

En la segunda etapa, se reemplaza el estimado de $\widehat{\varphi}_{it}$ en 25 y se obtiene los estimados de la productividad \widehat{a}_{it}^* . En la tercera etapa De Loecker (2011a) reemplaza el supuesto [A2] por: [A2]''

$$a^*_{it} = g_t(a^*_{it-1}, tr_{it-1}) + \mu_{it} \quad (28)$$

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

La cuarta y última etapa De Loecker (2011a) implementa 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 24. La condición teórica del GMM es:

$$E \left\{ \widehat{\mu}_{it}(\beta'_m, \beta'_k, \beta'_s, \tau, \beta_j) \begin{pmatrix} m_{it-1} \\ k_{it} \\ q_{st-1} \\ tr_{it} \\ D_{ij} \end{pmatrix} \right\} = 0. \quad (29)$$

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

Finalmente, usando las relaciones de (23) se estiman los parámetros $\widehat{\beta}_l, \widehat{\beta}_m, \widehat{\beta}_k, \widehat{\beta}_{np}, \widehat{\beta}_s, \widehat{\tau}$. Con el parámetro $\widehat{\beta}_s$ se obtienen las elasticidades de demanda por sector $h_s = -\frac{1}{\widehat{\beta}_s}$. Las productividades de las empresas por periodo t se obtienen de:

$$\hat{a}_{it} = \left(\ln r_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_{np} np_i - \hat{\beta}_s q_{st} - \hat{\tau} tr_{it} \right) \times \left(\frac{\hat{\eta}_s}{\hat{\eta}_s + 1} \right) \quad (30)$$

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 estimados se calculan con la técnica del Bootstrap.

E. Base de Datos

Para todas las estimaciones la base principal es la Encuesta Económica Anual del INEI-EEA (2024) para el periodo 2000-2019.²⁹ 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 (\tilde{r}_{it}), el número de productos por empresas por sector (np) y los distintos productos³⁰ 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 (2023b) el primero y de los dos últimos del BCRP (2024). Finalmente, las variables de protección se tomaron de la base de datos de la SUNAT (2024) y correspondieron a los promedios arancelarios preferenciales o NMF (nación más favorecida) de los acuerdos comerciales de Perú con los Estados Unidos (US), China (CHN) y Unión Europea (UE) cuyas importaciones representaron en promedio alrededor del 50 % del valor de importado en el periodo 2002-2019.³¹ Los aranceles corresponden a los CIU a los que corresponden los productos de las empresas.

²⁹ 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.

³⁰ Se identificaron 341 productos de diferentes CIU.

³¹ Estos aranceles sirvieron de base para el trabajo de Tello y 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).

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

II. Resultados de los métodos de estimación de la PTF

Fuentes de datos internacionales (Conference Board, 2024) señalan que la productividad laboral, PL, del Perú en 1990 representaban el 12 % de aquella de los Estados Unidos, mientras que en 2022, alcanzó solo el 17 % y con un promedio anual de crecimiento de la productividad total factorial, PTF, negativa de 0,3 %. en el periodo 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). Por ejemplo, Fernández-Arias y 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.

Una serie de trabajos han abordado las estimaciones de la productividad total factorial a nivel de empresas³² en el Perú. Sin embargo, la mayoría de ellos se han concentrado, a lo sumo, en dos métodos de estimación³³ que resuelven las limitaciones de simultaneidad de sesgos y el de ‘attrition’. El trabajo de

³² Entre otros los de Tello (2012), Céspedes, Aquije et al. (2014; 2016), Céspedes, Lavado et al. (2016) y Del Pozo y Guzmán (2019; 2022).

³³ De manera similar, las estimaciones de la PTF en América Latina a nivel de empresas también solo estiman de uno a dos métodos —por ejemplo, Mogro (2017), Landa et al. (2020) y Kamanda y Ngepah (2021)—.

Céspedes, Lavado y Ramírez (2016) y de Céspedes et al. (2014), aunque también basados en una función de producción Cobb-Douglas reportan estimaciones de la PTF a nivel de empresas en nueve sectores³⁴ donde las participaciones de los factores en la producción total³⁵ 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 (3) también se encuentra en la muestra de empresas del sector manufacturero de los trabajos de Tello (2012) y Del Pozo y Guzmán (2019, 2022).

Los resultados de estimación presentados en esta sección, aunque también se basan en una función de producción Cobb-Douglas y se concentra en el sector de manufacturas, 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 Loecker (2011a), 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 estimaciones³⁶. En el artículo 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.

³⁴ Agricultura, comercio, construcción, electricidad, industria, intermediación financiera, minería, servicios, y pesca.

³⁵ Los coeficientes β_f de la ecuación (3).

³⁶ Tello y Tello-Trillo (2023), usando la metodología del presente artículo, analizan el efecto de la competencia y los aranceles preferenciales sobre la PTF de las empresas del sector manufacturero, periodo 2002-2017.

Las tablas 1, 2, la Figura 1, y la Tabla A1 del anexo presentan los resultados de las estimaciones de los cinco métodos discutidos en la sección anterior³⁷. 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 Loecker (2011a) 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 una 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.³⁸ El índice de promedio anual de mayor crecimiento en el periodo 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 los más bajos valores en el periodo 2002-2010 y los más altos en el periodo 2011-2019.

³⁷ En el caso de las estimaciones de los coeficientes del método de De Loecker (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 β_j de las variables binarias D_{ij} .

³⁸ Estos índices para cada empresa i del periodo t para cualquier método son estimados por: $IPTF_{it} = [e^{-\ln \hat{a}_{it}} / (\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N e^{-\hat{a}_{it}})]$. Los promedios anuales de cada método es el promedio de dichos índices de todas las empresas de un determinado año t .

Tabla 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 (k)	0,351 (0,232)	0,813*** (0,284)	0,352*** (0,074)	0,301*** (0,004)	0,282
Trabajo (l)	0,311 (0,719)	0,371*** (0,013)	0,363*** (0,014)	0,395*** (0,006)	0,395
Materiales (m)	0,336 (0,953)	0,166 (0,203)	0,253*** (0,011)	0,306*** (0,004)	0,268
Número de productos (np)					-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 (tr)					-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

Nota: Los códigos (comandos) STATA son: xreg (MCO), opreg (OP), levpct (LP), y acfest (ACF) y otros en De Loecker (2011c). Los números en paréntesis son los errores estándar de los coeficientes. Los tres asteriscos revelan los niveles de significancia menores al 1 %. No se reportan los 341 coeficientes asociados a los productos de las empresas (las variables binarias) D_{ij} .

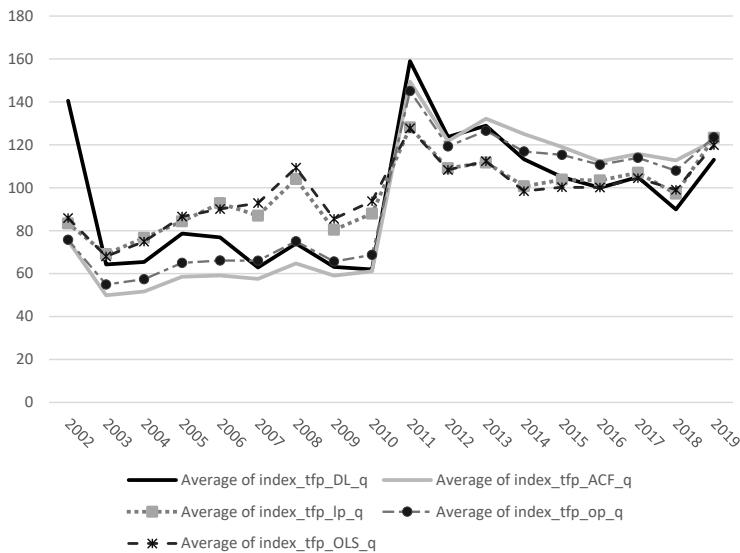
Fuente: Elaboración propia a partir de INEI-EEA (2024). STATA (2023), Yasar *et al.* (2008) Manjón y Mañez (2016) Petrin *et al.* (2004), De Loecker, (2011c).

Tabla 2. Estimaciones de las elasticidades precios de demanda por sectores. Método DL

	h_s
Bienes primarios	-4,577
Manufactura ligera	-4,516
Manufactura intensiva en tecnología	-4,438

Fuente: elaboración propia a partir de INEI (2023a) y De Loecker, (2011c).

Figura 1. Evolución de las estimaciones de las PTF de empresas de los métodos OLS, LP, OP, ACF y DL



Nota: 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).

Fuente: elaboración propia a partir de INEI-EEA (2024).

En cambio, en el método DL, los valores de los índices están entre los valores de los otros métodos para ambos periodos. 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 notorio, probablemente asociado a la entrada en vigor 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.

III. La PTF de manufacturas en el periodo 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.³⁹

A. Crecimiento, shocks de precios internacionales

Los coeficientes de correlación de la Tabla 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

³⁹ Cabe señalar que Rodríguez et al. (2018) y Rodríguez y Vasallo (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, Aquije et al. (2016), y Tello y Tello-Trillo (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 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.

de producción y en mucho menor medida y con signo negativo con la tasa de crecimiento del PBI. Por otro lado, basado en la Tabla 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.

Tabla 3. *Coefficiente de correlación ($\hat{\rho}$) entre PTF e índices de precios de producción (IPP), términos de intercambio (TI) y la tasa de crecimiento anual del PBI*

Variables/Estadísticos		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***

Nota: 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 % (***).

Fuente: elaboración propia a partir de INEI-EEA (2024)

B. 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 periodo 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 periodo solo la tasa promedio anual del método DL es negativa en -1,9 % y 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.

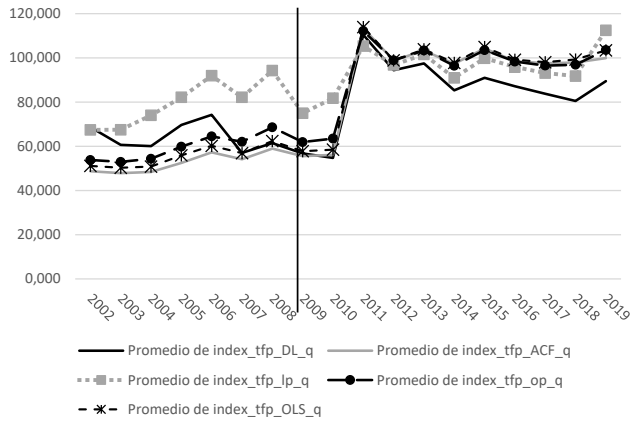
Por otro lado, durante el periodo 2003-2019, entre el periodo de vigencia del acuerdo con US, CHN y el inicio del tratado con la UE, periodo 2010-2013 el promedio de las tasas de crecimiento de la PTF de las empresas manufactureras son las más altas cuyo rango es entre 8,7% (método LP) y 23,7% (método 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.⁴⁰ 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 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 periodo. 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.⁴¹

Entre las figuras 2 y 4 se 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 los efectos temporales de los acuerdos, particularmente con los Estados Unidos y China.

⁴⁰ Tello y Tello-Trillo (2023) provee más evidencias sobre esta conjetura.

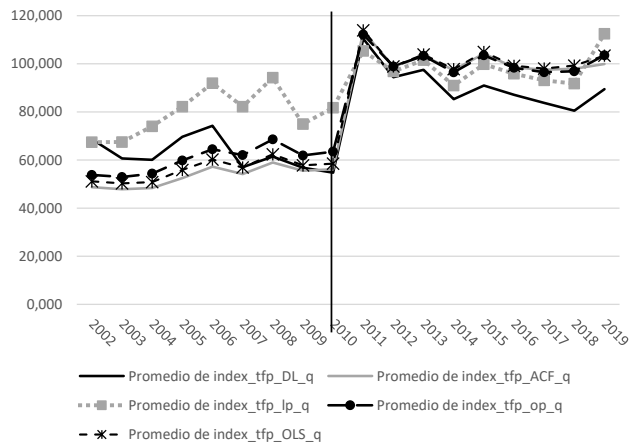
⁴¹ Detalles de los determinantes de las PTF de las empresas son expuestos por Svverson (2011).

Figura 2. Evolución de la PTF de las empresas manufactureras en el periodo del acuerdo comercial con los Estados Unidos (2009)



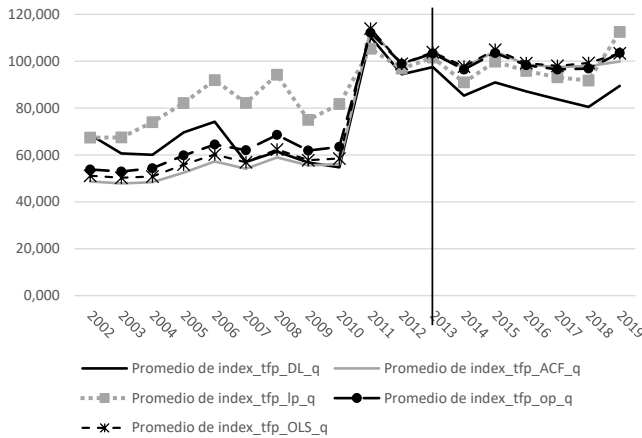
Fuente: INEI-EEA (2024).

Figura 3. Evolución de la PTF de las empresas manufactureras en el periodo del acuerdo comercial con los China (2010)



Fuente: INEI-EEA (2024).

Figura 4. Evolución de la PTF de las empresas manufactureras en el periodo del acuerdo comercial con la Unión Europea (2013)



Fuente: INEI-EEA (2024).

Conclusiones

Este artículo ha estimado cinco métodos distintos de la productividad total factorial para una muestra de empresas manufactureras del Perú en el 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*, 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 la 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 solo 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 mecanismo 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.

Declaración de ética

Este artículo de investigación no realizó trabajo con una persona o grupos de personas para la generación de datos empleados en la metodología, por tanto, no requirió ni obtuvo un aval de Comité de Ética para su realización.

Anexo

Tabla A1. 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})

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

Nota: 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).

Fuente: elaboración propia a partir de INEI-EEA (2024).

Tabla 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
No. de observaciones	10513	8265	22076	15811	21301

Fuente: INEI-EEA (2024).

Referencias

Ackerberg, D., Lanier, C., Berry, S., & Pakes, A. (2007). Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes. En J. Heckman y E. Leamer (eds.), *Handbook of Econometrics* (vol. 6A, pp. 4171-4276). [https://doi.org/10.1016/S1573-4412\(07\)06063-1](https://doi.org/10.1016/S1573-4412(07)06063-1)

- 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>
- Arnold, J. (2005). *Productivity Estimation at the Plant Level: A practical guide*. Bocconi University.
- Baltagi, B.H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.
- Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). (2024). Estadística del Comercio Exterior. <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>
- Bassett, G., R., & Koenker. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46, 33-50. <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Bassett, G., & Koenker, R. (1982). An Empirical Quantile Function for Linear Models with iid Errors. *Journal of the American Statistical Association* 77(378), 407-415. <https://doi.org/10.1080/01621459.1982.10477826>
- Blundell, R., & Bond, S. (2000). GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions. *Econometric Reviews*, 19(3), 321-340. <https://doi.org/10.1080/07474930008800475>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- 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), 9-26. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/28/ree-28-cespedes-aquije-sanchez-veratudela.pdf>
- Céspedes, N., P. Lavado, N. Ramírez, (2016). *Productividad en el Perú: medición, determinantes e implicancias*. Universidad del Pacífico. <https://doi.org/10.21678/978-9972-57-356-9>

Tello, Mario D.: Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas...

- Céspedes, N., M. Aquije, A. Sánchez, R. Vera Tudela (2016). Productividad y apertura comercial en el Perú. En N. Céspedes, P. Lavado, N. Ramírez (eds.), *Productividad en el Perú: Medición, determinantes, e Implicancias* (pp. 125-144). Universidad del Pacífico.
- Conference Board (2024). Economy Data Base. Consultado el 01 de junio de 2024. <https://www.conference-board.org/data/economydatabase/total-economy-database-productivity>
- De Loecker, J. (2011a). Product Differentiation, Multiproduct firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity. *Econometrica*, 79(5), 1407-1451. <https://doi.org/10.3982/ECTA7617>
- De Loecker, J. (2011b). Supplement to “Product Differentiation, Multiproduct firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity”. https://www.econometricsociety.org/publications/econometrica/2011/09/01/product-differentiation-multiproduct-firms-and-estimating/supp/7617_extensions_0.pdf
- De Loecker, J. (2011c). Supplementary material: Data and Code of “Product Differentiation, Multiproduct firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity”. <https://sites.google.com/site/deloeckerjan/data-and-code?authuser=0>
- Del Pozo, C., & Guzmán, E. (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. <https://cies.org.pe/investigacion/estimacion-de-la-productividad-total-factorial-nivel-de-firmas-en-el-peru/>
- Del Pozo, C., & Guzmán, E. (2022). *Impacto de la inversión en CTI en la productividad de las firmas en el Perú*. Proyecto CIES. <https://cies.org.pe/investigacion/impacto-de-la-inversion-en-ciencia-tecnologia-e-innovacion-tecnologica-en-la/>
- Eslava, M., Haltiwanger, J., Kugler, A., & Kugler, M. (2004). The Effects of Structural Reforms on Productivity and Profitability Enhancing Reallocation: Evidence from Colombia”. *Journal of Development Economics*, 75(2), 333-371. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2004.06.002>

- Fariñas, J., & Ruano, S. (2005). Firm Productivity, Heterogeneity, Sunk Costs and Market Selection. *International Journal of Industrial Organization*, 23(7-8), 505-534. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2005.02.002>
- Fernández-Arias, E., N. Fernández-Arias (2021). *The Latin American Growth Shortfall: Productivity and Inequality* [UNDP LAC Working Paper No. 04]. UNPD. <https://www.undp.org/latin-america/publications/latin-american-growth-shortfall-productivity-and-inequality>
- Fuss, M., McFadden, D., & Mundlak, Y. (1978). A Survey of Functional Forms in the Economic Analysis of Production. En M. Fuss & D. L. McFadden (eds.), *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications Volume I: The Theory of Production* (pp. 219-268). North-Holland.
- Galindo, A., & Nuguer, V. (2023). *Preparar el Terreno Macroeconómico para un Crecimiento Renovado* [informe]. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://flagships.iadb.org/es/MacroReport2023/preparar-el-terreno-macroeconomico-para-un-crecimiento-renovado>
- 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]. <https://doi.org/10.3386/w14127>
- Goldberg, P. (1995). Product Differentiation and Oligopoly in International Markets: The Case of the U.S. Automobile Industry. *Econometrica*, 63(4), 891-951. <https://doi.org/10.2307/2171803>
- Griliches, Z. (1957). Specification Bias in Estimates of Production Functions. *Journal of Farm Economics*, 39(1), 8-20. <https://doi.org/10.2307/1233881>
- Griliches, Z., & Mairesse, J. (1998). Production Functions: The Search for Identification. En S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp.

Tello, Mario D.: Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas...

169-203). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.006>

Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029-1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>

Hansen, L. P. (2007). Generalized Methods of Moments Estimation. Mimeo, University of Chicago. https://doi.org/10.1057/978-1-349-95121-5_2486-1

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

Hopenhayn, H. (1992). Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium. *Econometrica*, 60(5), 1127-1150. <https://doi.org/10.2307/2951541>

Iacovone, L., & Javorcik, B. S. (2008). Shipping Good Tequila Out: Investment, Domestic Unit Values and Entry of Multi-Product Plants into Export Markets. Mimeo.

Instituto Nacional de Estadística e Informática- Encuesta Económica Anual (INEI-EEA). (2024). Período del 2002 al 2019. <https://proyectos.inei.gob.pe/microdatos/>

Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) (2024). Estadísticas Economía. <https://www.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/economia/>

Jovanovic, B. (1982). Selection and the Evolution of Industry. *Econometrica*, 50 (3), 649-670. <https://doi.org/10.2307/1912606>

Jorgenson, D. (1991). Productivity and Economic Growth. En E. R. Berndt & J. E. Triplett (eds.), *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of The Conference on Research in Income and Wealth* (pp. 19-118). University of Chicago Press. <https://www.nber.org/books-and-chapters/fifty-years-economic-measurement-jubilee-conference-research-income-and-wealth/productivity-and-economic-growth>

- Kamanda Esplor, D., & Ngepah, N. (2021). Income Distribution and Total Factor Productivity: A Cross-Country Panel Cointegration Analysis. *International Economics and Economic Policy* 18,661-698. <https://doi.org/10.1007/s10368-021-00494-6>
- Katayama, H., Lu, S., & Tybout, J. (2009). Firm-Level Productivity Studies: Illusions and a Solution. *International Journal of Industrial Organization*, 27, 403-413. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2008.11.002>
- Koenker, R., & Hallock, K.F. (2001). Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15, (4), 143-156. <https://doi.org/10.1257/jep.15.4.143>
- Landa Díaz, H., Cerezo García, V., & Perrotini Hernández, I. (2020). La vulnerabilidad estructural de la economía mexicana, *Contaduría y Administración*, 65(5) 1-19. <https://doi.org/10.22201/fca.24488410e.2020.3026>
- Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies*, 70(2), 317-341. <https://doi.org/10.1111/1467-937X.00246>
- Manjon, M., & Mañez, J. (2016). Production Function Estimation in Stata Using the Akerberg–Caves–Frazer Method. *The Stata Journal*, 16(4), 900-916. <https://doi.org/10.1177/1536867X1601600406>
- Marshall J., & Andrews, W. H. (1944). Random Simultaneous Equations and the Theory of Production. *Econometrica*, 12(3/4), 143-205. <https://doi.org/10.2307/1905432>
- McLellan, N. (2004). *Measuring Productivity using the Index Number Approach: An Introduction* [New Zealand Treasury Working Paper, No. 04/05]. New Zealand Government, The Treasury. https://econpapers.repec.org/paper/nztnztwps/04_2f05.htm
- Mogro, S. (2017). Estimación de una función de producción y análisis de la productividad: el sector de innovación global en mercados locales. *Estudios Gerenciales*, 33(145), 400-411. <https://doi.org/10.1016/j.estger.2017.10.004>

- Olley, S., & Pakes, A. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64(6), 1263-1298. <https://doi.org/10.2307/2171831>
- Ornaghi, C. (2006). Assessing the Effects of Measurement Errors on The Estimation of Production Functions. *Journal of Applied Econometrics*, 21(6), 879-891. <https://doi.org/10.1002/jae.887>
- Penn World Table. (2024). Penn World Table, version 10.0. Consultado el 01 de junio de 2024. <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>
- Petrin, A., Poi, B. & Levinsohn, J. (2004). Production Function Estimation in Stata Using Inputs to Control for Unobservables. *The Stata Journal*, 4(2), 113-123.
<https://doi.org/10.1177/1536867X0400400202>
- Rodríguez G., & Vassallo, R. (2021). *Impacto de choques externos sobre la economía peruana. Aplicación empírica usando modelos TVP-VAR-SV* [documento de investigación No. 001-21]. Consejo Fiscal del Perú y Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Rodríguez, G., Villanueva, P., & Castillo, P. (2018). Driving Economic Fluctuations in Peru: The Role of the Terms of Trade. *Empirical Economics*, 53(3), 1089-1119. <https://doi.org/10.1007/s00181-017-1318-2>
- Sánchez, A., & Kapp, D. (2011, octubre). *Nuevas estimaciones de productividad para América Latina: empresas de manufactura*. Encuentro de economistas BCRP, Lima Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Proyeccion-Institucional/Encuentro-de-Economistas/EE-2011/ee-2011-d2-sanchez-kapp.pdf>
- Seiford, L. L., & Thrall, R.M. (1990). Recent Developments in DEA: The Mathematical Programming Approach to Frontier Analysis. *Journal of Econometrics*, 46(1-2), 7-38. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(90\)90045-U](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90045-U)

- STATA (2023). Stata Longitudinal-Data/Paneldata Reference manual Release 16. Stata Press. <https://www.stata.com/manuals16/xt.pdf>
- Superintendencia Nacional de Aduanas y de Administración Tributaria (SUNAT) (2024). Anuario Estadístico 2023. https://www.sunat.gob.pe/estad-comExt/modelo_web/anuario23.html
- Sverson, C. (2011). What Determines Productivity. *Journal of Economic Literature*, 49(2), 326-365. <https://doi.org/10.1257/jel.49.2.326>
- Tello, M.D, & Tello-Trillo, C. J. (2023). Preferential Trade Agreements and Productivity: Evidence from Peru. *Revista Economía*, 46(91), 22-38. <https://doi.org/10.18800/economia.202301.002>
- 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*, 35(70), 103-141.
- The Organization for Economic Cooperation and Development. (OECD). (2001). *Measuring Productivity. OECD Manual. Measurement of Aggregate and Industry-Level Productivity Growth*. OECD. https://www.oecd-ilibrary.org/industry-and-services/measuring-productivity-oecd-manual_9789264194519-en
- The Organization for Economic Cooperation and Development (OECD). (2024.). Multifactor Productivity. Consultado el 15 de noviembre de 2023. <https://data.oecd.org/lprdy/multifactor-productivity.htm>
- Van Beveren, I. (2012). Total Factor Productivity Estimation: A Practical Review. *Journal of Economic Surveys*, 26(1), 98-128. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2010.00631.x>
- Van Biesebroeck, J. (2008). The Sensitivity of Productivity Estimates: Revisiting Three Important Debates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 26(3), 311-328. <https://doi.org/10.1198/073500107000000089>

Tello, Mario D: Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas...

Varian, H. (2005). Bootstrap Tutorial. *Mathematica Journal*, 9(4), 768-775.
<https://library.wolfram.com/infocenter/Articles/5730/>

Yasar, M., Raciborski, R., & Poi, B. (2008). Production Function Estimation in Stata Using the Olley and Pakes Method. *The Stata Journal*, 8(2), 221-231. <https://doi.org/10.1177/1536867X0800800204>