

# Productividad Total Factorial en el sector manufacturero del Perú: 2002-2007\*

MARIO D. TELLO\*\*

## RESUMEN

Basado en datos a nivel de empresa del sector manufacturero, este trabajo estima, con métodos paramétricos modernos, el nivel y la tasa de crecimiento de la productividad total factorial en dicho sector en el período 2002-2007. Sujeto a las limitaciones de información y métodos usados, y para una muestra representativa de hasta 578 empresas, las estimaciones indican que la tasa de crecimiento de la PTF ha sido baja y no ha contribuido al crecimiento del valor real de producción de las firmas manufactureras en el período analizado. De otro lado, para una muestra de 578 empresas, el nivel y la tasa de variación promedio anual de la PTF de las empresas grandes (de más de 100 trabajadores) fue mayor que las respectivas magnitudes de las firmas pequeñas (menores a 21 trabajadores). En términos de ramas productivas, las de procesamiento de minerales y otros productos primarios, y las intensivas en tecnología, tuvieron mayores tasas de crecimiento de la PTF en este período que las ramas tradicionales (tales como textiles, ropa y calzado) y las de alimentos, bebidas y tabaco, las cuales decrecieron sus respectivas PTF. Por último, si bien el crecimiento del capital, empleo y la capacidad instalada dan cuenta del crecimiento del producto manufacturero, la ausencia de cambios significativos en la PTF de las firmas puede limitar en el mediano y largo plazo la sostenibilidad de dicho crecimiento.

**Palabras clave:** productividad total factorial, sector manufacturero, Perú

**Clasificación JEL:** D24, J24, L60

## Total Factor Productivity in the Manufacturing Sector of Peru: 2002-2007

### ABSTRACT

Based upon manufacturing sector data, this paper estimates the total factor productivity (TFP) for this sector with parametric and modern methods for the 2002-2007 period. Subject to data limitations and methods used, the estimations indicate that the TFP growth rate for a representative sample of up to 578 firms was low in the period analysed, without having contributed to the growth of manufacturing firms' real production value. In addition, the TFP growth rate was greater for large firms (more than 100 employees) than for medium and small firms (less than 21 employees). In terms of industrial sectors, TFP growth rates were higher for primary processing

---

\* Este trabajo es parte del proyecto mediano sobre «Costos de entrada a exportar, diversificación, productividad y crecimiento económico: un enfoque a nivel de firmas manufactureras en el Perú» financiado por el Consorcio de Investigación Económica. El autor agradece la excelente asistencia de Ángel Guillén y Carla Solís.

\*\* Departamento de Economía, Centrum PUCP.

and technology-intensive industries than for traditional industries (such as textiles, clothing and footwear), and the foodstuffs, tobacco, and beverages sectors. Lastly, though capital, employment and installed capacity growth may explain the growth of manufacturing real output value for the period 2002-2007, the absence of TFP growth may jeopardize the sustainability of such a growth in the medium and long run.

**Keywords:** total factor productivity, manufacturing sector, Peru

**JEL Classification:** D24, J24, L60

## INTRODUCCIÓN

Existe una abrumadora evidencia que señala que el problema del desarrollo de América Latina (AL) es uno de baja productividad (total factorial, PTF<sup>1</sup>) en niveles y tasas de crecimiento (por ejemplo, Pagés, 2010; Daude y Fernández Arias, 2010; Palma, 2010; Restuccia, 2011; Astorga *et al.*, 2011; Ferreira *et al.*, 2012). Así, el crecimiento de la región en la última década ha sido liderado principalmente por la acumulación del capital (p.e., Astorga *et al.*, 2011)<sup>2</sup>. A raíz de ello, y a consecuencia de la disponibilidad de datos de panel a nivel firmas en algunos países de América Latina (ver cuadro 1 debajo), una gran cantidad de estudios han emergido con el objetivo de estimar la PTF y sus determinantes<sup>3</sup> a nivel de firmas —mayoritariamente del sector manufacturero<sup>4</sup>—.

Basados en la Encuesta Anual de Manufacturas del Perú a nivel de firmas (INEI 2002; 2005; 2006; 2007), este trabajo estima el nivel y la tasa variación anual de la PTF de las empresas manufactureras en el período 2002-2007. Previas estimaciones con datos del INEI han sido realizadas por Cabezas (1994), Veiderpass y Cabezas (1992 y 1994 para los períodos 1970-1980 y 1980-1987), Morrison y Semenick (2000; período 1988-1992),

<sup>1</sup> Rodrik y McMillan (2011) sugieren que una fuente de crecimiento en la productividad es el cambio en la estructura productiva o cambio estructural.

<sup>2</sup> Los trabajos de Tello (2011), BCRP (2008) y Morón *et al.* (2005) reportan las estimaciones de la PTF y las fuentes de crecimiento para el caso peruano. Datos recientes de la Conference Board (2012) indican que mientras que la tasa de crecimiento del capital (el cual no incluye los servicios del capital en tecnologías de información y comunicaciones) en el período 2005-2009 fue de 4,9%, el de la PTF fue de 1,1%, siendo esta contribución menos de la cuarta parte del crecimiento del producto bruto interno per cápita del Perú.

<sup>3</sup> Syverson (2011) define la PTF como un concepto de eficiencia igual al ratio entre producción y el conjunto de insumos (factores) usados en la producción. Alternativamente, la PTF, como un concepto de residuo de una función de producción, se refiere al conjunto de factores no observables (o intangibles) que también inciden en la producción. Los factores observables son por los general los factores primarios e insumos intermedios. De otro lado, aborda el tema de los determinantes de la PTF. Así, entre los 'factores internos a la empresa' que determinan la PTF figuran: el talento o la práctica de los administradores de la empresa, la calidad de los recursos humanos y capital, la tecnología de la información y los gastos en investigación y desarrollo, los procesos de aprendizaje en el trabajo (*learning by doing*), las innovaciones del producto y la estructura y decisiones de las firmas. Entre los 'factores externos' a la firma figuran: las externalidades (*spillovers*) entre firmas o sectores, el grado de competencia del mercado (doméstico e internacional), las regulaciones, la flexibilidad de los mercados de los factores o insumos y los efectos de demanda.

<sup>4</sup> Estimaciones de la PTF en otros sectores de AL y países en desarrollo en general no abundan en la literatura. Cabe señalar las estimaciones recientes para el sector agrícola reportadas en Fuglie (2010).

y Gallardo y Arrieta (2000, período 1994-1998). Recientemente, con datos del Banco Mundial (2012), Kapp y Sánchez (2012) y Saliola y Seker (2011) han estimado las PTF a nivel de firmas manufactureras del Perú comparadas con un grupo de países en desarrollo. Sin embargo, ambos estudios realizan estimaciones de la PTF con datos de corte transversal y con métodos que no resuelven los principales problemas de estimación discutidos en la sección 2.

El primer trabajo estima la tasa de crecimiento de la PTF<sup>5</sup> de cinco grupos de ramas industriales (alimentos, bebidas y tabaco; productos de madera; papel y productos de imprenta; productos químicos, petróleo y carbón; y productos de minerales no metálicos) y del total de manufacturas para el período 1971-1987. Para todo el período, Cabezas estima una tasa de crecimiento de la PTF del sector de manufacturas igual a 0,16% sin ajuste y -0,37% con ajuste de la utilización del capital. Con este último método los cinco grupos de ramas tienen tasas negativas de crecimiento de la PTF. Cabe anotar que las tasas de crecimiento de la PTF del sector manufacturero fueron negativas para el período 1970-1980 (-0,34%) y positivas para el período 1980-1987 (0,17%). Los trabajos de Cabezas y Veiderpass (1992 y 1994) se concentran en la rama de cementos y estiman la PTF con el índice de Malmquist usando seis empresas. Ellos concluyen que la PTF se incrementó en el período 1980-1986 con respecto al período 1971-1977.

El cuarto trabajo de Morrison y Semenick (2000) estima los índices de eficiencia (con métodos no paramétricos) de las firmas manufactureras para el período 1988-1992. Los autores concluyen que los programas de estabilización y liberalización comercial indujeron a un incremento promedio del nivel de eficiencia de las firmas manufactureras en las veinte ramas CIIU de tres dígitos de 12%.

El quinto trabajo de Gallardo y Arrieta (2000) estima los cambios de la PTF en 22 grupos de ramas manufactureras con los métodos de índices de cantidad (primal)<sup>6</sup> y el de precios (dual)<sup>7</sup>. Para el período 1994-1996, la tasa de crecimiento de la PTF, estimada con el método primal para toda la muestra de firmas y ramas manufactureras, fue de 2,04%. Las ramas con tasas negativas de la PTF fueron: químicos básicos, productos no metálicos, e industrias metálicas. Las ramas con mayor tasa de crecimiento fueron: industria de textil y cuero (4,91%), papel (6,67%), productos de madera y muebles (5,64%), maquinaria eléctrica (3,91%) y productos manufacturados diversos (3,48%)<sup>8</sup>.

<sup>5</sup> Usa dos métodos de estimación; en ambos casos mediante la función de costos. El primero resulta de los cambios de los costos menos los cambios de los costos de los insumos. El segundo es igual al primero deflactado por un parámetro que mide la utilización del capital.

<sup>6</sup>  $\Delta \ln PTF_{it} = \ln(Y_{it}/Y_{it-1}) - \sum_j s_j \ln(L_{jt}/L_{jt-1}) - \sum_k s_k \ln(K_{kt}/K_{kt-1})$ , donde  $Y_{it}$  es el producto de la rama o empresa 'i';  $L_{jt}$  y  $K_{kt}$  son el número de trabajadores y valor real del capital.

<sup>7</sup>  $\Delta \ln PTF_{it} = \Delta \ln P_{yt} - \sum_j s_j \Delta \ln(W_{jt}) - \sum_k s_k \Delta \ln(R_{kt})$ ; donde  $P_{yt}$ ,  $W_{jt}$  y  $R_{kt}$  son los precios unitarios del producto, salarios del factor 'j' y renta del capital 'k' para la firma o sector 'i'.

<sup>8</sup> Las estimaciones de la tasa de crecimiento de la PTF con el método dual para el mismo período arrojó valores negativos para todas las ramas manufactureras. Los autores no explican la inconsistencia de los resultados de los dos métodos.

Los dos últimos trabajos de Kapp y Sánchez (2012) y Saliola y Seker (2011) usan datos más recientes provistos por el Banco Mundial (2012). Con estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y datos de corte transversal comparan la PTF de las firmas manufactureras con aquellas de otros países. Las estimaciones, sin embargo, no permiten estimar los cambios de la PTF.

El presente trabajo se distingue de todas estas estimaciones en tres aspectos. En primer lugar, se utilizan datos de panel a nivel de firma que permiten utilizar método de estimación paramétricos modernos. En segundo lugar, se usan datos disponibles de años recientes. Por último, se provee de estimaciones modernas que eliminan los dos principales problemas de estimación: el problema de simultaneidad de las variables de la función de producción y el problema de selección de la firmas en la muestra. El desarrollo del trabajo está dividido en cinco secciones. La sección 1 resume los problemas y métodos de estimación paramétricos modernos y las principales estimaciones realizadas en países de AL. La sección 2 describe las características de la muestra de empresas manufactureras utilizada en las estimaciones. La sección 3 presenta las estimaciones de la función de producción. La sección 4 reporta las estimaciones de la PTF. Finalmente, la sección 5 lista las principales conclusiones y presenta una reflexión final. La lista de referencias es anexada al final del trabajo.

## **1. REVISIÓN DE LA LITERATURA MODERNA SOBRE MÉTODOS PARAMÉTRICOS DE ESTIMACIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD FACTORIAL TOTAL<sup>9</sup>**

Existen cuatro métodos para estimar el nivel y variaciones de la PTF: el método contable, el método de los números índices, los métodos no paramétricos y los métodos paramétricos. En cada uno de estos métodos se puede usar, como información, ‘cantidades’ del proceso productivo consistentes con una función de producción o precios consistentes con una función de costos. Al primer caso se le denomina la técnica primal y al segundo la dual. Esta sección se concentra en el resumen de la literatura de los métodos paramétricos basados en la función de producción<sup>10</sup>. Los trabajos de Balk (1998), Schreyer y Pilat (2001), OECD (2008), Diewert *et al.* (2007), Caves *et al.* (1982), entre otros, presentan los métodos contables y de números índices. Farrell (1957), Charnes *et al.* (1994) y Fijie *et al.* (1985) discuten los métodos no paramétricos y Nadiri (1970) cubre todos los métodos incluyendo los paramétricos tradicionales.

---

<sup>9</sup> Recientemente varios trabajos han realizado una revisión de los métodos de estimación de la PTF a nivel de firmas. Entre ellos se destacan los artículos de Van Beveren (2012), Nevo (2009), Ackerberg (2007) y Arnold (2005).

<sup>10</sup> En estos métodos paramétricos no se incluyen los métodos de simulaciones, que si bien usan parámetros las estimaciones de la PTF, provienen de simulaciones. Por ejemplo, el trabajo de Hsieh y Klenow (2007).

Todos los métodos, sin embargo, enfrentan una limitación común: la de la información que se requiere para las estimaciones de la PTF, tales como producción, factores de producción y precios. Diewert (2008) discute algunos de estos problemas de medición de la información y sugiere formas de mejorarla. En lo que resta de la sección se listará los métodos modernos de estimación paramétricos en ausencia de problemas de información, los cuales requieren ser considerados en la interpretación de los resultados de la estimación.

Los métodos paramétricos con la técnica primal parten de la siguiente función de producción estocástica:

$$[1.1] \quad Y_{it} = F(A_{it}; V_{it}, \varepsilon_{it});$$

Donde  $Y_{it}$  es la medida de producción de la firma 'i' en el período 't';  $A_{it}$  representa la PTF de dicha firma en el mismo período;  $V_{it}$  el vector de factores de producción incluyendo los insumos intermedios; y  $\varepsilon_{it}$  el término estocástico no controlado por la firma. La especificación de F puede tomar diferentes funciones<sup>11</sup>. La más común, y que usaremos para la discusión de los métodos, es la función Cobb-Douglas:

$$[1.2] \quad Y_{it} = A_{it} \cdot L_{it}^{\alpha_{1it}} \cdot K_{it}^{\alpha_{2it}} \cdot M_{it}^{\alpha_{3it}} \cdot e^{\varepsilon_{it}} \cdot e^{\alpha_{0it}}$$

En esta función el vector  $V_{it}$  está compuesto por  $L_{it}$ , el número de trabajadores empleados por la firma 'i' en el período 't', el capital empleado  $K_{it}$ , y los insumos intermedios  $M_{it}$ . En adición se introduce un factor  $e^{\alpha_{0it}}$  que representa otro conjunto de variables de control de las firmas que también pueden incidir en el proceso de producción<sup>12</sup>. Las variables en logaritmo neperiano son denotadas en letras minúsculas. Así, la ecuación [1.2] se transforma en:

$$[1.3] \quad y_{it} = \alpha_{0it} + \alpha_{1it} \cdot l_{it} + \alpha_{2it} \cdot k_{it} + \alpha_{3it} \cdot m_{it} + a_{it} + \varepsilon_{it};$$

La estimación de la PTF se obtiene de forma residual (asumiendo que el error es cero) de esta ecuación [1.3]. A continuación, se ilustran los problemas de estimación de esta ecuación y las formas como se han tratado de resolver dichos problemas para luego estimar la PTF en la sección 3.

---

<sup>11</sup> Fuss (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.

<sup>12</sup> En el caso que  $\alpha_{0it} = \alpha_0$ , el parámetro puede ser interpretado como el grado de eficiencia promedio de todas las firmas en todos los períodos (Akerberg 2007).

### 1.1. SESGO DE SIMULTANEIDAD O FACTORES DE PRODUCCIÓN ENDÓGENOS

Marschak y Andrews (1944), Griliches (1957) y Griliches y Mairesse (1998), entre otros, mostraron los sesgos e inconsistencias de los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la ecuación [1.3] debido a que las firmas deciden de forma simultánea los factores de producción y la productividad; por tanto:  $E[x_{it}; (a_{it} + \varepsilon_{it})] \neq 0$ , para  $x_{it} = [l_{it}; k_{it}; m_{it}]$ . Note que  $(a_{it} + \varepsilon_{it})$  son variables no observadas por el investigador a pesar de que la variable  $a_{it}$  es ‘controlada por la firma’.

Dos métodos tradicionales que ‘resuelven’ este problema de simultaneidad son:

**El método de Variables Instrumentales.** Por ejemplo, aplicado en los trabajos de Eslava *et al.* (2004) y Blundell y Bond (1998, 2000). Los dos métodos más comunes de estimación son los de MCO con variables instrumentales (o su equivalente MCO en dos etapas) y el método generalizado de momentos (GMM<sup>13</sup>). En ambos métodos, el vector  $z_{it}$  de ‘ $n_I$ ’ instrumentos requiere estar correlacionado con el vector de ‘ $n_R$ ’ regresores de la ecuación [3], esto es  $E(z_{it}; x_{it}) \neq 0$ , y no correlacionado con los errores y la productividad, esto es  $E[z_{it}; (a_{it} + \varepsilon_{it})] = 0$ . En adición para que los parámetros de los regresores estén sobre-identificados o identificados (o sea que sean sujetos de estimación) es necesario que  $n_I \geq n_R$ .

En el trabajo de Eslava *et al.* (2004), la selección de instrumentos se realizó usando el criterio de Shea (1993a, 1993b). Así, una rama industrial A es considerada un adecuado instrumento de la rama B si demanda una proporción importante del producto de B<sup>14</sup> y si el output de la rama B (y ramas relacionadas) no representan un costo importante en la producción de A<sup>15</sup>. Los productos de la industria son usando como instrumentos de demanda en la primera etapa de las estimaciones de los factores de producción. En los trabajos de Blundell y Bond (1998, 2000) los instrumentos son la diferencia con retardos de los factores de producción<sup>16</sup>.

**El método de Datos de Panel (con coeficientes fijos, EF o aleatorios, EA).** Por ejemplo aplicados en el trabajo de Isgut *et al.* (1999). De acuerdo con Baltagi (1995) y Arnold (2005), si se asume que los parámetros estructurales  $(\alpha_{jit})$  son iguales entre empresas y tiempo (esto es  $\alpha_{jit} = \alpha_j$ ), entonces la variable productividad  $a_{it}$  puede ser estimada con datos de panel, asumida como fija o aleatoria para cada empresa y tiempo. Los estimadores serían consistentes.

Entre los métodos modernos de afrontar el problema de simultaneidad destacan los trabajos de Levinsohn y Petrin (2003), método LP, y el de Levinsohn *et al.* (2004)

<sup>13</sup> Hansen (1982 y 2007) y Hayashi (2000) proveen una discusión completa de método GMM.

<sup>14</sup> Esta es la condición de relevancia.

<sup>15</sup> Esta es la condición de exogeneidad.

<sup>16</sup> Los autores lo denominan el sistema GMM estimador cuando se usa estos instrumentos. Cuando se usa diferencia sin retardo los estimadores GMM serían sesgados para períodos cortos de la muestra.

y Olley y Pakes (1996), método OP. Prácticamente, la mayoría de estimaciones de productividad a nivel de firma en los países desarrollados, y algunos en desarrollo en el presente siglo, se han realizado con estos dos métodos. En esta sección presentaremos el método LP y en el siguiente acápite abordaremos el método OP<sup>17</sup>.

**El método LP.** Aplicado, por ejemplo, en Levinsohn y Petrin (2003) y Van Beveren (2012). Este método introduce un conjunto de supuestos que le permiten estimar los parámetros sin tener sesgos de estimación. El primer supuesto es que los materiales dependen de la productividad y del capital; esto es que  $m_{it} = m_{it}(a_{it}; k_{it})$ . El segundo (que se deduce de otro conjunto de supuestos adicionales), que la demanda  $m_{it}$  es una función monótona creciente con respecto a  $a_{it}$ , de tal forma que existe una función  $a_{it} = a_{it}(m_{it}; k_{it})$ . El tercero, que  $a_{it}$  es gobernado por un proceso de Markov de primer orden, i.e.:

$$[1.4] \quad a_{it} = E(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it};$$

Donde  $\xi_{it}$  es un error no correlacionado con  $k_{it}$  pero puede estar correlacionado con el trabajo  $l_{it}$ . Con estos supuestos, el método LP define la variable  $\phi_{it}$  tal que la ecuación [1.3] se convierte en:

$$[1.3]' \quad y_{it} = \alpha_{lit} \cdot l_{it} + \phi_{it}(k_{it}; m_{it}) + \varepsilon_{it}; \text{ y}$$

$$[1.5] \quad \phi_{it} = \alpha_{0it} + \alpha_{2it} \cdot k_{it} + \alpha_{3it} \cdot m_{it} + a_{it}(k_{it}, m_{it});$$

La ecuación [1.5] puede ser aproximada por un polinomio igual a [1.5]'

$$[1.5]' \quad \phi_{it} = \alpha_{0it} + \sum_{j=0}^3 \sum_{s=0}^{3-j} \delta_{sj} \cdot k_{it}^j \cdot m_{it}^s;$$

En la Etapa 1 de la estimación, la ecuación [1.3]' puede ser estimada por MCO reemplazando  $\phi_{it}$  por la ecuación [1.4]'. Nótese que en esta estimación el parámetro estimado del trabajo,  $\alpha_{lit}^e (= \alpha_{1it}^e, \text{ para todo } i \text{ y } t)$ , es insesgado dado que  $l_{it}$  no está correlacionado con  $\varepsilon_{it}$ .

De la ecuación [1.4], un estimador de  $E(a_{it}/a_{i(t-1)})$  es:

$$[1.6] \quad \hat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)}) = \hat{a}_{it} = \gamma_{0it} + \gamma_{1it} \cdot \hat{a}_{i(t-1)} + \gamma_{2it} \cdot \hat{a}_{i(t-1)}^2 + \gamma_{3it} \cdot \hat{a}_{i(t-1)}^3;$$

<sup>17</sup> Akerberg (2007) exponen las limitaciones de los método IV y de datos de panel (EF y EA). Respecto al primer método, los autores señalan cuatro limitaciones: i) la dificultad para seleccionar las variables instrumentales; ii) en el caso que se seleccione 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; y 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 EF), 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 existen medidas de error de los insumos (factores) de producción; y iii) en la práctica las estimaciones del capital son muy bajas produciendo retornos a escala por debajo de uno.

$$[1.7] \quad \hat{a}_{it} = \phi_{it}^e - \alpha_{2it}^e \cdot k_{it} - \alpha_{3it}^e \cdot m_{it};$$

$$[1.8] \quad \phi_{it}^e = y_{it}^e - \alpha_1^e \cdot l_{it};$$

$$[1.9] \quad y_{it}^e = \alpha_1^e \cdot l_{it} + \sum_{j=0}^3 \sum_{s=0}^{(3-j)} \delta_{sj}^e \cdot k_{it}^j \cdot m_{it}^s;$$

Nótese que el estimado del parámetro  $\delta_{00}^e$  incluye el intercepto de la función de producción, parámetro  $\alpha_0$ . Este parámetro no estaría identificado. Los parámetros  $\delta_{sj}^e$  son estimados por MCO de la ecuación [1.3]'. Véase que en [1.6] y [1.7] se asume que los parámetros  $\gamma_{kit}$  y  $\alpha_{kit}$  son constantes para toda firma 'i' y período 't', i.e.,  $\gamma_{kit} = \gamma_k$  y  $\alpha_{kit} = \alpha_k$ . Para la Etapa 2, se parte de la ecuación [1.3] y se le introduce la [1.4] con el supuesto de homogeneidad de los parámetros para cada firma y período se tiene:

$$[1.10] \quad y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1^e \cdot l_{it} + \alpha_2 \cdot k_{it} + \alpha_3 \cdot m_{it} + \hat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it}$$

En esta ecuación la covarianza entre  $[k_{it}; m_{it}]$  con los errores  $[\xi_{it}; \varepsilon_{it}]$  es cero y, como consecuencia, los estimadores de los parámetros del capital y de los insumos intermedios serían insesgados. Estos parámetros son estimados minimizando los errores. Esto es:

$$[1.11] \quad \text{Min}_{\alpha_2^e; \alpha_3^e} \sum_i \sum_t (y_{it} - \alpha_1^e \cdot l_{it} - \alpha_2^e \cdot k_{it} - \alpha_3^e \cdot m_{it} - \hat{E}(a_{it} / a_{i(t-1)}))^2$$

Nótese que  $\hat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)})$  también depende de los parámetros  $\alpha_0, \alpha_1^e, \alpha_2^e, \alpha_3^e$  como se observa de las ecuaciones del [1.6] al [1.9]<sup>18</sup>. LP también usa el método de momentos (o variables instrumentales) para estimar los parámetros del capital y de los insumos. Sea  $Z_{it}$  el vector de instrumentos. Entonces los parámetros  $\alpha_2^e$  y  $\alpha_3^e$  pueden ser obtenidos minimizando:

$$[1.11]' \quad \text{Min}_{\alpha_2^e; \alpha_3^e} \sum_i \sum_t [(\xi_{it} + \varepsilon_{it}) \cdot Z_{it}]^2$$

LP sugiere dos conjuntos de instrumentos:  $Z_{it} = [k_{it}; m_{i(t-1)}]$ ;  $Z_{it} = [k_{it}; m_{i(t-1)}; l_{i(t-1)}; m_{i(t-2)}; k_{i(t-1)}]$ . Los errores estándar de los coeficientes se calculan con la técnica del *bootstrap*<sup>19</sup>.

<sup>18</sup> El parámetro  $\alpha_0$  no es identificado dado que existe también otra constante en el polinomio de la función  $\phi_{it}$ . Lo que se estima es  $(\alpha_0 + \delta_0)$ .

<sup>19</sup> La técnica de consiste en obtener de la muestra original de datos otras muestras del mismo tamaño que la original permitiendo el «reemplazo» de los datos obtenidos. Para cada 'muestra' obtenida se estima los parámetros  $\alpha_k^e$  y sus errores estándar,  $\sigma_{\alpha k}$  (Varian, 2005).



**1.2. SESGO DE SELECCIÓN DE LA MUESTRA O ENDOGENEIDAD POR MOVIMIENTO DE FIRMAS<sup>20</sup>**

Este sesgo 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, con el capital) y la productividad futura condicional a que las firmas continúen en producción, lo cual conduciría a sesgos de estimaciones de los parámetros. Específicamente, el sesgo sería negativo y el estimador del parámetro del capital subestimado. 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 conjuntamente con el problema de simultaneidad de la sección anterior.

**El método OP.** Aplicado por Olley y Pakes (1996) y Van Beveren (2012) y comprende tres etapas. Para ello requieren el supuesto [1.4] y dos supuestos adicionales:

$$[1.12] \quad a_{it} = h(inv_{it}, k_{it}; v_{it});$$

La productividad es un función creciente de la inversión,  $inv_{it} > 0$ , capital y otras variables,  $v_{it}$ , que inciden en la función de producción.

$$[1.13] \quad \chi_{it} = \begin{cases} 1; & \text{si } a_{it} \geq a_{it} \\ 0; & \text{si } a_{it} < a_{it} \end{cases}$$

Donde  $\chi_{it}$  es variable de decisión de la firma si se queda ( $\chi_{it} = 1$ ) o sale del mercado ( $\chi_{it} = 0$ ).

En la primera etapa se estiman los parámetros del trabajo y, en el caso de OP, el de los materiales usando la ecuación [21] cuando estos no dependen de 'i' ni del tiempo:

$$[1.14] \quad y_{it} = \alpha_1 l_{it} + \alpha_2 m_{it} + \phi_{it}(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) + \varepsilon_{it}; \text{ y}$$

$$[1.14]' \quad \phi_{it} = \alpha_0 + \alpha_2 k_{it} + \sum_{j=4}^J \alpha_j v_{jit} + a_{it}(inv_{it}; k_{it}, v_{it});$$

$$[1.14]'' \quad a_{it} = \phi_{it}^e - \alpha_2 k_{it} - \sum_{j=4}^J \alpha_j v_{jit};$$

---

<sup>20</sup> El término en inglés es

Donde, similar al caso anterior (ecuación [1.5]'),  $\phi_{it}^e$  es estimado a través de un polinomio en las variables ( $inv_{it}; k_{it}; v_{it}$ ). En la segunda etapa se estima  $P_{it}^e$ , la probabilidad de que la firma continúe en el mercado mediante un probit teniendo como regresores:  $inv_{i(t-1)}; k_{i(t-1)}; v_{i(t-1)}$ .

La tercera etapa parte de la ecuación [1.15], donde la PTF ha sido reemplazada por la ecuación [1.4] del supuesto del proceso Markov condicional a que la empresa continúe en el mercado.

$$[1.15] \quad y_{it} = \alpha_1^e \cdot l_{it} + \alpha_3^e \cdot m_{it} + \alpha_2^e \cdot k_{it} + E(a_{it}/a_{i(t-1)}, P_{it}^e) + \xi_{it} + \varepsilon_{it};$$

Un estimador de  $E(a_{it}/a_{i(t-1)}, P_{it}^e)$ , sugerido por OP<sup>21</sup>, es un polinomio (de grado 2),  $g$ , que depende de  $a_{i(t-1)}$  de la ecuación [21]" y de  $P_{it}^e$ . Entonces la ecuación que se estima por MCO no lineales es:

$$[1.15]' \quad y_{it} = \alpha_1^e \cdot l_{it} + \alpha_3^e \cdot m_{it} + \alpha_2^e \cdot k_{it} + g(\phi_{i(t-1)}^e - \alpha_2^e \cdot k_{i(t-1)} - \sum \alpha_j^e \cdot v_{ji(t-1)}; P_{it}^e) + \xi_{it} + \varepsilon_{it};$$

En esta ecuación los parámetros a estimar son  $\alpha_2^e$  y  $\alpha_j^e$ .

### 1.3. HETEROGENEIDAD DE LAS PLANTAS

Cuando la distribución del tamaño de la planta (o firmas), y por ende del tamaño de la producción, varía notoriamente, de acuerdo a los factores que la explican, se implica que el error de la ecuación de producción tiene diferentes distribuciones de acuerdo a 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**<sup>22</sup>. Desarrollado por Basset y Koenker (1978 y 1982) y resumidos en Koenker y 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. Sea  $Q(\tau)$  el cuantil ' $\tau$ ' condicional de la variable dependiente,  $y_{it}$  y  $z_{it} = (1, l_{it}; k_{it}; m_{it})$ , tal que:

$$[1.16] \quad Q(\tau) = z_{it}' \alpha_\tau; \text{ donde } \alpha_\tau \text{ es el vector de parámetros del cuantil } Q(\tau).$$

<sup>21</sup> Otro estimador para  $\phi$  y la función  $g$  (debajo) expuesto por Olley y Pakes (1996) son los estimadores Kernel (por ejemplo, Bierens, 1987).

<sup>22</sup> Morrison Paul y Yasar (2007) aplicaron este método para el caso de la industria manufacturera de Turquía.

El estimador  $\alpha_\tau^e$  del cuantil  $Q(\tau)$  es obtenido de la siguiente optimización (de acuerdo con Basset y Koenker, 1978):

$$[1.16]' \quad \alpha_\tau^e = \min \{ \sum_i \rho_\tau \cdot |y_{it} - z_{it} \cdot \alpha_\tau^e| \};$$

Donde  $\rho_\tau = \tau$ , para  $y_{it} \geq z_{it} \cdot \alpha_\tau^e$  y  $\rho_\tau = (1 - \tau)$  para  $y_{it} < z_{it} \cdot \alpha_\tau^e$ .

La ecuación [1.16]' se resuelve con diferentes algoritmos de programación lineal, por ejemplo, los de Koenker y D'Orey (1987) y Barrodale y Roberts (1974). De otro lado, las desviaciones estándar de los parámetros pueden ser estimadas por: i) técnicas de *bootstrap*; ii) la estimación directa de la distribución asintótica de los errores derivada, por ejemplo, por Basset y Koenker (1978) para el caso de errores i.i.d (idénticos e independientemente distribuidos)<sup>23</sup>; iii) la estimación directa de la distribución asintótica de errores derivada, por ejemplo, por Hendricks y Koenker (1992) para el caso de errores que no tienen distribuciones independientes.

#### 1.4. MULTICOLINEALIDAD

Más que un problema resultante de las relaciones entre los factores de producción, insumos y la productividad de las firmas, Akerberg *et al.* (2006) arguyen que el método LP y, en menor medida, el método OP, pueden originar multicolinealidad entre el factor trabajo y la estimación de  $\varphi(m, k)$  de las ecuaciones [1.5] o [1.5]', 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 ( $m_{it}$ ). En esos casos el parámetro del trabajo no podría ser identificado en la primera etapa de ambos métodos.

**El método ACF.** Sugerido por Akerberg *et al.* (2006). Este 'resuelve' el problema de multicolinealidad si se asume que la función la productividad también depende del insumo trabajo y que, a través de los momentos de los errores con los factores trabajo y capital, se identifican simultáneamente los parámetros de estos dos factores.

Dos importantes aspectos que señalan los autores son, por un lado, que el problema de colinealidad sería más severo con el método de LP que el de OP, dado que es más factible que la asociación entre insumos y el empleo sea más fuerte que entre la mano de obra y la inversión. De otro lado, en los trabajos empíricos, las correlaciones entre el trabajo y la función  $\varphi$  probablemente no sean altas y, por consiguiente, no alterarán las estimaciones de los parámetros, aunque teóricamente los estimadores sean inconsistentes.

---

<sup>23</sup> Cabe señalar que la distribución de Basset y Koenker (1978) requiere información de la función de densidad del cuantil (llamada también función 'sparsity'). Esta pueda ser obtenida por los métodos: de dos cocientes de diferencia de Siddiqui (1960) (Koenker, 1994; Bassett y Koenker (1982) y el estimador de la densidad de Kernel (Powell, 1986; Jones, 1992; Buchinsky, 1995).

### 1.5. EL SESGO DE PRECIOS Y FIRMAS MULTIPRODUCTO

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  $y_{it} = q_{it} + p_{it} - IP_{it}$ , donde  $p_{it}$  es el precio del producto para la firma 'i' en el período 't',  $IP_{it}$  es el deflactor y  $q_{it}$  la cantidad del producto, entonces:

$$[1.3]'' \quad y_{it} = \alpha_{0it} + \alpha_{1it} \cdot l_{it} + \alpha_{2it} \cdot k_{it} + \alpha_{3it} \cdot m_{it} + (p_{it} - IP_{it}) + a_{it} + \varepsilon_{it};$$

En las estimaciones de [1.3] la diferencia de precios de [1.3]'' no se incluye, lo cual origina un sesgo en las estimaciones por omisión de variables. De otro lado, esta diferencia de precios origina correlaciones entre los factores de producción y los 'errores' que incluyen esta diferencia de precios. Esto se agrava con los deflactores del capital y del valor de los insumos<sup>24</sup>.

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. De Loecker (2011) presenta un método simple de abordar el problema usando el número de productos por firma y Goldberg *et al.* (2008) y Iacovone y Javorcik (2008), usan clasificaciones de ocho a diez dígitos para 'resolver' el problema de firmas multiproducto.

Debido a limitaciones de información disponible para la estimación de la PTF, este trabajo usa cuatro métodos de estimación para comparar los resultados y establecer cierto grado de robustez estadística en las estimaciones de la PTF. Estos son: MCO, datos de panel con efectos fijos (EF) y aleatorios (EA), LP y OP. Este último método es el que resuelve dos de los principales problemas de estimación de la PTF, los sesgos de simultaneidad y de selección de la muestra.

---

<sup>24</sup> Katayama . (2009), De Loecker (2011) y Van Beveren (2012) abordan estos problemas tratando de solucionar dichos sesgos. Eslava (2004) y Ornaghi (2006) 'resuelven' este sesgo usando cantidades de producto y precio de los insumos.

**Cuadro 1. Resúmenes de estimaciones de la PTF de manufacturas en América Latina**

Autor (Año)	Países	Muestra y descripción de metodología	Resultados
Kapp y Sánchez (2012)	Perú y ocho países de América Latina	i) La base de datos es del Enterprise Survey <sup>1</sup> y la muestra incluye firmas manufactureras de los países de Perú, Argentina, Bolivia, Colombia, Chile, Ecuador, México, Paraguay y Uruguay para los años 2005 y 2009 ii) Método de MCO con una función de (con ventas reales en lugar de valor agregado) producción Cobb-Douglas con dos factores de producción: capital y trabajo. El número de firmas varían por país y rama manufacturera.	De los diez países de las muestras de firmas manufactureras, las PTF de Bolivia y Perú fueron las más bajas y las de Argentina y Chile las más altas. No se estimaron tasas de variación anual de la PTF por limitaciones de la muestra de corte transversal.
Saliola y Seker (2011)	Perú y otros 79 países en desarrollo	i) Base de datos de la Enterprise Survey que comprende firmas manufactureras de las regiones de: Europa del Este, Asia, América Latina y África. ii) Método MCO con una función de producción Cobb-Douglas de tres factores: capital, trabajo e insumos intermedios. El producto fue medido por ventas reales de la empresa. El número de firmas varía por país y rama manufacturera. Los datos de las firmas son del año 2006, 2007 y 2008 (solo India tiene datos de 2005).	El trabajo concluye que la PTF (promedio ponderado por las ventas de las firmas) del Perú tiene el más alto nivel de la PTF de empresas manufactureras de América Latina; sin embargo, los niveles estimados son muy bajos. Así, la distancia entre la PTF del Perú, con respecto a la PTF más alta de las firmas de los países de la muestra, es de 118 puntos porcentuales, mientras que la distancia con respecto a la PTF más baja de las firmas manufactureras de América Latina es de 22 puntos porcentuales.
Gallardo y Arrieta (2000)	Perú	i) 1993-1996 ii) Panel no balanceado de 9285 observaciones con un promedio de 2321 empresas por año. iii) Método primal (relación entre los índices de cantidades de factores e insumos y la función de producción) y dual (relación entre los precios de los factores y la función de costos). Ver nota de pie de página 7 y 8.	La productividad industrial creció entre 1994-1996 un 2,04% con la metodología primal. Por sectores, estos resultados fueron: papel (6,67%), madera y muebles (5,64%), textil y cuero (4,91%), productos manufacturados diversos (3,48%), productos metálicos (2,19%), alimentos (1,82%), químicos (0,52%), metales básicos (-0,06%) y productos no metálicos (-4,99%).

<sup>25</sup> Detalles de la muestra de esta base de datos están descritos en Chang y Van Marrewijk (2011).

Autor (Año)	Países	Muestra y descripción de metodología	Resultados
Morrison y Semenick (2000)	Perú	i) 1988-1992 ii) 6473 observaciones con 1295 firmas en promedio para cada año. iii) Método no paramétrico denominado Data Envelopment Analysis.	El crecimiento promedio del índice de eficiencia técnica estimado es de 12,6%. Los sectores que más crecieron en promedio (a base de dicho índice) fueron: maquinaria eléctrica (93,47%), maquinaria no eléctrica (33,34%), químicos básicos (31,3%), plásticos (20,6%). Los que menos crecieron: otros alimentos (-7,9%), hierro y metal (-5,66%) y cuero (-3,29%).
Cabezas (1994)	Perú	i) 1971-1987 ii) 71 industrias agregadas en 8 subsectores. iii) Sectores analizados: alimentos, bebidas y tabaco, madera, papel, químicos, carbón y petróleo y metales no ferrosos. iv) Método de regresión ITSUR ( <i>Iterative seemingly unrelated regression</i> ).	El crecimiento promedio de la PTF fue de 0,16 y -0,37 por método tradicional (T) y ajustado por capacidad instalada (A), respectivamente. Con el método ajustado, el crecimiento promedio de las cinco ramas es negativo. La descomposición por períodos indica que el crecimiento de la PTF durante la dictadura (1971-1980, siendo -1,23 y -0,34 para T y A) es notablemente inferior que durante el gobierno democrático (1980-1987, siendo 2,32 y 0,17 para T y A).
Veiderpass y Cabezas (1992 y 1994)	Perú	i) 1970-1977 y 1980-1986 ii) 6 plantas que conforman toda la industria de cementos. iii) Ídem ii. iv) Método no paramétrico de Data Envelopment Analysis (el crecimiento de la productividad se mide mediante el índice de Malmquist).	Se experimentó un crecimiento de la productividad, constante o positiva, entre 1971 y 1977. Los valores son menores para el período entre 1980 y 1986. Al comparar el desarrollo entre 1970 y 1976 frente al existente entre 1980 y 1986, se encuentra que la mayoría de las unidades productivas experimentaron un cambio positivo en la productividad.
Neumeyer y Sandleris (2010)	Argentina	i) 1997-2002 ii) 4000 plantas, aproximadamente, para todo el período.	La PTF tuvo una variación promedio de -3,66% en el período (siendo -10% de 2002 respecto a 1997). Removiendo todas las distorsiones, las ganancias de la PTF habrían sido de 50% promedio.
Birbuet y Machicado (2009a)	Bolivia	i) 1988-2001 ii) 10781 observaciones. En promedio: 771 firmas por año. iii) Modelo de Hsieh y Klenow.	Se encuentra una variación negativa promedio de la PTF para Bolivia en el período: 9,3%. En el subtotal tenemos que este es -2,7% en los años 1988-1993, 30,8% de 1994 a 1997 y -38,5% de 1998-2001, reiterando un impacto nulo de la liberalización en la PTF. Asimismo, la comparación entre la PTF potencial y efectiva muestra que las distorsiones en el capital y el producto, al ser eliminadas, habrían aumentado la PTF en un promedio del 59,3%

Autor (Año)	Países	Muestra y descripción de metodología	Resultados
Birbuet y Machicado (2009b)	Bolivia	i) 1988-2001 ii) 170 observaciones para 12 compañías en promedio. iii) Industria de calzados de cuero. iv) Método de Hsieh y Klenow (2007). Basado en simulaciones con parámetros exógenamente determinados.	La PTF física promedio es -1,98% y la mediana es -,033%. No hay muchas diferencias en términos de productividad entre empresas grandes y formales y las empresas más pequeñas e informales en la industria del calzado.
Cavalcanti y Rossi (2003)	Brasil	i) 1985-1997 ii) Empresas de 16 sectores. iii) Método de variables instrumentales (IV) utilizando como instrumentos los precios de los insumos.	La PTF para los 16 sectores disminuyó a una tasa promedio anual de 3,83% entre 1985 y 1990; sin embargo, en el período 1991-1997 aumentó a una tasa promedio anual de 2,65%. La reducción arancelaria observada en el período trajo un incremento del 6% en la tasa de crecimiento de la PTF y tuvo un impacto similar en la productividad del trabajo.
Schor (2004)	Brasil	i) 1986-1998 ii) 37286 observaciones para un panel no balanceado de 4484 firmas. iii) Sector manufacturas: dividido en 27 subsectores. iv) Método de Levhinson y Petrin (2003).	Los sectores con mayor crecimiento promedio en el período fueron: equipo eléctrico (9,3%) y electrónico (7,7%), productos procesados (6,8%) y ropa (5,5%). Aquellos que menos crecieron: productos de cuero (-4,3%) y productos farmacéuticos (-1,75%) y productos minerales no metálicos (-1,71%).
deVries (2009)	Brasil	i) 1996-2006 ii) 19346 observaciones. iii) Sector minorista a nivel de firmas. iv) Método de Hsieh y Klenow (2007).	Solo el 7% de los beneficios potenciales de la reasignación de recursos se han realizado durante el período de 1996 a 2006. Las ganancias de la PTF totales de la reasignación de recursos fueron 257% para 1996-2006 y 266% para el 2000.
Pavcnik (2002)	Chile	i) 1979-1986 ii) Todas las empresas manufactureras chilenas con más de 10 trabajadores. 25491 observaciones en total y 4379 plantas. iii) Método de Olley-Pakes (1996).	La PTF agregada de todos los sectores aumentó, con respecto a 1979, en 19% en siete años: 6,6% por el aumento de productividad intra-plantas y 12,4% debido a la reasignación de recursos de los sectores menos productivos a los más productivos. Esta aumentó más en el los sectores que competían con importaciones y menos en los bienes no transables. Además, la variación para cada sector oscila entre 7,6% (maquinaria) y 43% (industria química).

Autor (Año)	Países	Muestra y descripción de metodología	Resultados
Eslava <i>et al.</i> (2004)	Colombia	i) 1982-1998 ii) 48 114 observaciones. iv) Método de variables instrumentales (IV) con los instrumentos propuestos por Shea (1993) y Syverson (2004).	Se encuentra una variación positiva promedio de la PTF del ,25% y 4,6% para los períodos de la pre y post reforma liberalizadora, respectivamente. Además, la persistencia de la productividad es notoria: mediante un análisis AR(1) se evidencia que cinco años después el 67% de las firmas tienen la misma PTF. Utilizando una metodología de descomposición de <i>cross-section</i> , se encuentra una tendencia agregada positiva de la PTF para todos los años; además que esta tendencia positiva es explicada, en su mayoría, por la asignación de la actividad en los sectores más productivos, ocasionada por las reformas de mercado.
Camacho y Conover (2010)	Colombia	i) 1988-1998 ii) 74 392 observaciones, con 4376 plantas en promedio por año. iii) Alimentos, textil, madera, papel, químicos, metales básicos, productos metálicos, otros. iv) Método de Hsieh-Klenow (2007).	Las ganancias de la PTF totales, que resultan de reasignar recursos de tal manera que el retorno de la productividad total factorial ( <i>PTFR</i> ) sea equivalente, es de 47-55% para la productividad agregada manufacturera. Además, la reasignación de capital y trabajo ocasionaría un aumento de la PTF del 3-8% (con relación a Estados Unidos).
Calderón y Voicu (2004)	México	i) 1993-2000 ii) Panel desbalanceado 31 951 observaciones, en promedio 3994 firmas por año. iii) Sectores: madera, alimentos, textiles, papel, productos químicos, vidrio, metales y maquinaria. iv) Método de Olley Pakes (1996).	La PTF agregada promedio aumentó (con respecto a 1993) en 19%, siendo este cambio mayor para las industrias de metales (39,7%), vidrio (30,7%) y maquinarias (30,2%). Este cambio es explicado, en mayor parte, por la reasignación de recursos en los sectores más productivos, así el efecto <i>between</i> es 13,65 y el <i>within</i> , 5.35%.
Casacuberta y Gandelman (2009)	Uruguay	i) 1997-2005 ii) 2254 firmas. iii) Sectores: manufacturero, comercio, restaurantes y hoteles, transporte, bienes inmuebles y el alquiler, educación, salud y otros servicios. iv) Método de Levinsohn-Pettrin (LP) y de Hsieh y Klenow (la cual estima la PTF física).	Tasa de crecimiento promedio (ponderada por valor agregado) de la PTF es -0,8% (LP) y -3,8% (PTF física) para toda la muestra. En manufactura esta tasa fue de 2,7% (LP) y -0,4% (PTF física). En un análisis de descomposición de la PTF se evidencia que los efectos <i>within</i> y <i>between</i> fueron negativos para todos los años, según ambas metodologías (para <i>within</i> fueron -8,31% y -14,65% y para <i>between</i> -5,63% y -9,63% en LP y PTF física, respectivamente). Sin embargo, el efecto cruzado fue positivo (14,49% y 20,63%, en LP y PTF física, respectivamente).



Autor (Año)	Países	Muestra y descripción de metodología	Resultados
Eslava <i>et al.</i> (2010)	Varios	i) 1985-1998 ii) 78 355 observaciones. iii) Método de variables instrumentales (IV) con los instrumentos propuestos por Shea (1993) y Syverson (2004). Para los demás países latinoamericanos se simulan los datos con microdatos de Colombia y las series macroeconómicas disponibles para el resto de países latinoamericanos.	La PTF son: Colombia, 0,887%. Argentina, 2,235%. Brasil, 2,357% Chile, 1,981% México, 2,305% Perú, 2,335% Uruguay, 2,238% Venezuela, 2,368%
Busso <i>et al.</i> (2012)	Varios	Venezuela (1995-2001), Colombia (1982-1998), Uruguay (1997-2005), México (1999-2004), Bolivia (1988-2001), Chile (1996-2006), Argentina (1997-2002), Ecuador (1995-2005), El Salvador (2004 y 2005), Chile (1996-2006). i) Método de Hsieh-Klenow (2007).	Mediante la reasignación de mano de obra y capital existente entre empresas de la misma industria, la productividad agregada en América Latina podría incrementar la productividad en Venezuela (64,7%), Colombia (50,7%), Uruguay (61,8%), México (140,1%), Bolivia (60,6%), Chile (53,8%), Argentina (60%), Ecuador (57,6%), El Salvador (60,6%) y Chile (53,8%). Sin embargo, no se miden los efectos que podría tener la reasignación <i>entre</i> industrias. La reducción en tamaño de las empresas pequeñas ocasionaría una mayor asignación eficiente de recursos a que si las grandes empresas redujeran su tamaño. Sin embargo, no se exploran los orígenes de la deficiente asignación.
Kapp y Sánchez (2012)	Varios	i) 2006 ii) 3177 firmas (Argentina, 396; Bolivia, 226; Chile, 401; Colombia, 536; Ecuador, 250; México, 799; Paraguay, 149; Perú, 244; Uruguay, 176). iii) Método de MCO	La PTF promedio es: Argentina, 9,99; Chile, 9,45; Colombia, 8,67; México, 8,14; Paraguay, 8,14; Uruguay, 8,06; Ecuador, 8; Perú, 7,86; y Bolivia, 6,86. Este orden, sin embargo, es sensible a la especificación del modelo. Lo resaltante es que Argentina y Chile son los más productivos y Bolivia el menos productivo independientemente de las especificaciones. Todos los países con un nivel intermedio de PTF promedio poseen algunas empresas cuyo nivel de productividad es al menos tan alto como aquel de una empresa promedio en los países de mejor desempeño.

Fuente: Elaboración propia

## 2. CARACTERÍSTICAS PRODUCTIVAS DE LA MUESTRA DE EMPRESAS DE MANUFACTURAS: 2002-2007

La base de datos usada para las estimaciones proviene de la Encuesta Económica o Censo Anual del Sector Manufacturero provistas por el INEI (2002, 2005, 2006 y 2007). La muestra de original de empresas para los años 2002, 2005, 2006 y 2007 fueron, respectivamente 5066, 1273, 1203 y 11894. Luego de diversas validaciones y eliminación de empresas sin información, se obtuvo cuatro grupos de muestras: i) la balanceada de tres años (2005, 2006, 2007) que incluyen a 318 empresas<sup>26</sup>; ii) la balanceada de cuatro años (2002, 2005, 2006, 2007) que incluyen a 242 empresas<sup>27</sup>; iii) la no balanceada de tres y dos años que incluyen las 318 empresas con el indicador  $k_2$  (o 319 con el indicador  $k_1$ ) de la muestra balanceada de tres años (2005, 2006, 2007) y a las 323 empresas<sup>28</sup> con el indicador  $k_1$  con dos años consecutivos (2005-2006 y 2006-2007); en total, esta muestra incluye a 641 empresas<sup>29</sup>; y iv) la no balanceada de cuatro, tres y dos años la cual incluye a las tres bases anteriores y también tienen 641 empresas<sup>30</sup>.

Las diferentes muestras de empresas se dividieron en cuatro grupos de ramas: las de transformación de productos primarios ( $S_1$ ), manufacturas ligeras ( $S_2$ ), las intensivas en tecnología ( $S_3$ ) y las de alimentos, bebidas y tabaco ( $S_4$ ). En promedio, para el período, la representatividad de la muestra, en términos de universo del valor agregado real y empleo (incluyendo el empleo informal) manufacturero mostrado en el cuadro 2, fue del rango entre 10,87% y 16,03% del valor agregado y entre el 4,02% y 6,01% en empleo. En general, la muestra es sesgada hacia empresas grandes, siendo las ramas de manufactureras ligeras las de mayor tamaño, seguidas por las ramas de alimentos, bebidas y tabaco, las de transformación de bienes primarios y las intensivas en tecnología.

El cuadro 3 muestra las características productivas básicas de los cuatro grupos de ramas. Entre estas destacan:

- (i) Las ramas manufactureras del grupo de transformaciones de productos primarios son las que tienen mayores valores reales (en soles de 1994) del *stock* de capital (que incluye maquinaria y equipo, equipos diversos y vehículos de transporte)

<sup>26</sup> En algunas estimaciones donde se usa la variable  $k_1$  el número de empresas es de 319 (243 empresas que tienen los cuatros años de información y 76 que tienen tres años de información).

<sup>27</sup> En algunas estimaciones donde se usa la variable  $k_1$  el número de empresas es de 243.

<sup>28</sup> 150 empresas del período 2005 y 2006 y 173 del período 2006-2005. Con el indicador  $k_2$ , las respectivas muestras de cada período son 142 y 171 empresas.

<sup>29</sup> En algunas estimaciones donde se usa la variable  $k_2$  el número de empresas es de 631.

<sup>30</sup> Estas 641 incluyen 242 empresas (con el indicador de  $k_2$  o 243 con el indicador  $k_1$ ) con cuatro años de información (2002, 2005, 2006, y 2007); 76 empresas con tres años de información (2005, 2006 y 2007); 150 empresas con dos años de información (2005 y 2006) para el indicador  $k_1$  y 142 con el indicador  $k_2$ , y 173 empresas en los años 2006 y 2007 para el indicador  $k_1$  y 171 con el indicador  $k_2$ .

por trabajador,  $kl_1$ ,  $kl_2$  (solo incluye maquinaria y equipo) y productividades laborales reales (en soles por trabajador):  $Prod_1$  basada en el valor de producción real por trabajador y  $Prod_2$  basada en el valor agregado real por trabajador. De otro lado, las ramas manufactureras de industrias ligeras y las intensivas en tecnología son las más intensivas en el uso del trabajo. Sin embargo, este último grupo de ramas tiene un mayor valor real de la productividad laboral basada en el valor agregado. Las ramas tradicionales o de manufacturas ligeras son las que tienen menor productividad laboral.

- (ii) Las ramas de procesamiento de materias primas y las de alimentos, bebidas y tabaco son las que tienen menor grado de procesamiento (ratio  $S_{va}$ , valor agregado sobre valor de producción) y las ramas tecnológicas son las que tienen mayor grado de procesamiento seguida, muy de cerca, por las ramas tradicionales.
- (iii) Las ramas de transformación de productos primarios e industrias ligeras son las que tuvieron una mayor proporción del costo real (base 1994) de los insumos (específicamente energía eléctrica) del valor real de producción ( $S_m$ ), mientras las ramas tecnológicas y de alimentos, bebidas y tabaco fueron las que tuvieron una menor proporción. De otro lado, las ramas de transformación son las que tienen mayor experiencia ( $Ex$ , medida como la diferencia entre el año de información y el año que fue creada la empresa). Para el resto de grupo de ramas no existen diferencias significativas en experiencia, aunque el promedio de los tres grupos superan los veinte años.

Cuadro 2. Representatividad de la muestra de empresas de manufacturas del Perú en términos de valor agregado y empleo: 2002-2007

Cod	Sector	Panel balanceado 3 años			Panel no balanceado 3 y 2 años			Panel balanceado 4 años			Panel no balanceado 4, 3 y 2 años						
		N	% VA	% L	Lp	N	% VA	% L	Lp	N	% VA	% L	Lp				
S <sub>1</sub>	Ramas de transformación de bienes primarios	101	11,88	6,72	498	189	14,59	8,62	342	74	12,90	6,82	691	189	17,10	10,10	400
17	Fabricación de papel	10	8,27	15,54	627	19	11,43	20,69	439	8	8,93	16,20	817	19	13,23	24,30	516
22	Refinación de petróleo	0	0,00	0,00	0	1	0,04	3,27	65	0	0,00	0,00	0	1	0,04	3,27	65
23	Caucho y plástico	41	27,91	15,25	357	72	34,70	19,98	266	28	22,26	15,97	547	72	38,81	23,44	312
24	Fabricación de productos no metálicos	15	21,82	5,93	831	28	22,02	7,39	556	11	27,86	6,87	1314	28	29,36	8,84	664
25	Siderurgia	8	25,51	19,11	757	11	26,02	20,27	584	7	28,36	23,18	1050	11	29,19	25,59	737
26	Transformación de metales no ferrosos	5	1,72	21,23	702	8	9,26	28,60	591	3	1,04	11,97	660	8	9,50	31,38	649
27	Productos metálicos	22	5,92	2,10	336	50	7,37	2,92	206	17	4,63	1,56	323	50	8,05	3,24	228
S <sub>2</sub>	Ramas manufactureras ligeras	124	18,44	3,94	984	261	22,85	4,82	571	94	19,26	4,29	1414	261	26,59	5,71	677
12	Fabricación de textiles	57	28,41	6,56	1026	95	31,34	7,39	693	48	30,37	7,40	1374	95	37,29	8,95	840
13	Fabricación de prendas de vestir	19	14,79	4,89	2227	53	22,18	6,47	1055	14	15,94	5,10	3154	53	24,84	7,42	1,210
14	Preparación del cuero	2	5,64	0,34	77	8	13,16	0,87	49	2	6,77	0,41	92	8	14,29	0,93	52
15	Fabricación de calzado	3	3,63	0,33	192	10	15,24	0,58	101	2	3,51	0,34	297	10	15,64	0,63	110
16	Industria de madera y muebles	11	8,41	0,85	517	24	13,46	1,11	310	7	10,28	1,04	994	24	15,54	1,35	376
18	Impresión y edición	20	25,18	6,06	566	49	27,51	7,45	284	13	22,75	5,96	856	49	32,51	8,98	342
31	Productos manufacturados diversos	11	4,04	1,32	311	20	5,33	1,69	220	7	4,47	1,46	542	20	6,45	2,07	269
39	Servicios prest. a empresas (reciclaje)*	1	0,00	0,00	69	2	0,00	0,00	53	1	0,00	0,00	98	2	0,00	0,00	67
S <sub>3</sub>	Ramas intensivas en tecnología	70	13,24	8,60	445	145	19,41	13,27	332	57	14,96	9,68	616	145	21,98	15,22	380
19	Químicos básicos <sup>3</sup>	10	2,66	24,82	257	19	11,32	50,75	277	7	2,64	18,49	274	19	11,93	55,09	300
20	Farmacéuticos y medicamentos	14	28,32	13,70	624	25	36,52	16,98	433	12	34,23	16,49	876	25	43,31	20,46	522
21	Otros productos químicos	23	17,27	13,75	469	46	20,94	21,48	366	18	19,05	15,66	682	46	23,72	24,62	420
28	Construcción de maquinaria no eléctrica	10	34,32	3,93	424	15	34,88	4,08	294	7	34,70	3,99	615	15	40,25	4,74	340
29	Maquinaria eléctrica	6	3,63	3,81	267	23	9,77	11,13	203	6	4,43	4,66	325	23	10,57	11,97	218
30	Construcción de material de transporte	7	9,36	5,42	465	17	17,96	10,15	359	7	11,83	6,88	590	17	20,43	11,61	410
S <sub>4</sub>	amas de alimentos, bebida y tabaco	23	1,89	1,18	624	46	1,99	1,29	340	17	2,15	1,21	861	46	2,47	1,51	398
8	Molinería y panadería	14	1,25	0,60	226	30	1,63	0,76	135	11	1,54	0,68	328	30	1,98	0,91	161
10	Otros productos alimenticios	1	0,20	0,27	691	1	0,20	0,27	691	0	0,00	0,00	0	1	0,20	0,27	691
11	Bebidas y tabaco	8	9,05	6,30	1312	15	9,19	6,53	726	6	10,63	6,62	1840	15	11,54	7,67	853
Total	Total manufactura	318	10,87	4,02	685	641	13,79	5,12	433	242	11,75	4,31	966	641	16,03	6,01	508

Fuente: INEI (2002, 2005, 2006, 2007, 2010). Elaboración propia.

**Cuadro 3. Características productivas de la muestra de empresas de manufacturas del Perú: 2002-2007**

Cod	Sector	Panel balanceado 3 años										Panel no balanceado 3 y 2 años									
		N	Prod1	Prod2	kl1	kl2 <sup>1</sup>	Sva	Sm	Ex	N	Prod1	Prod2	kl1	kl2 <sup>2</sup>	Sva	Sm	Ex				
S <sub>1</sub>	Ramas de transformación de bienes primarios	101	216 948	76 337	222 044	198 156	35,2	3,2	27	189	212 907	71 259	200 826	180 860	33,5	3,3	26				
17	Fabricación de papel	10	193 810	49 892	139 493	132 867	25,7	2,7	22	19	200 564	51 877	152 919	145 768	25,9	2,5	23				
22	Refinación de petróleo	0	0	0	0	0	0,0	0,0	0	1	49 517	21 739	26 012	23 127	43,9	0,6	28				
23	Caucho y plástico	41	187 665	54 825	98 639	88 646	29,2	2,4	26	72	178 920	52 030	103 152	94 089	29,1	2,4	24				
24	Fabricación de productos no metálicos	15	340 887	135 330	573 323	503 465	39,7	5,1	28	28	289 253	112 866	474 730	417 928	39,0	5,0	26				
25	Siderurgia	8	196 697	118 058	170 108	155 067	60,0	2,3	30	11	192 311	113 501	167 631	152 552	59,0	2,3	30				
26	Transformación de metales no ferrosos	5	220 126	21 288	106 303	100 866	9,7	0,8	25	8	418 645	78 954	185 939	179 220	18,9	3,4	23				
27	Productos metálicos	22	100 564	33 786	41 169	36 685	33,6	0,8	32	50	89 899	30 186	35 745	31 569	33,6	0,8	26				
S <sub>2</sub>	Ramas manufactureras ligeras	124	80 045	32 905	66 260	61 254	41,1	2,4	22	261	80 081	33 359	61 437	56 508	41,7	2,2	21				
12	Fabricación de textiles	17	74 078	32 605	79 406	74 542	44,0	4,1	24	95	74 151	31 916	78 214	73 472	43,0	4,1	23				
13	Fabricación de prendas de vestir	19	57 744	21 757	36 093	33 576	37,7	1,1	16	53	58 287	24 630	30 668	28 282	42,3	0,9	17				
14	Preparación del cuero	2	357 227	67 092	178 242	170 676	18,8	2,0	33	8	232 057	62 367	98 590	91 175	26,9	1,6	23				
15	Fabricación de calzado	3	53 340	19 183	45 745	42 935	36,0	3,0	14	10	143 226	46 193	62 222	56 142	32,3	1,7	18				
16	Industria de madera y muebles	11	121 178	43 055	61 997	55 925	35,5	1,6	30	24	140 491	52 702	58 768	49 823	37,5	1,3	25				
18	Impresión y edición	20	171 696	72 441	115 208	101 704	42,2	0,9	24	49	153 524	64 373	105 172	92 631	41,9	1,0	27				
31	Productos manufacturados diversos	11	78 638	29 383	58 859	50 249	37,4	0,8	25	20	83 383	30 057	64 726	56 191	36,0	0,8	24				
39	Servicios prest. a empresas (reciclaje)*	1	64 875	15 709	34 603	29 652	24,2	16,4	12	2	92 489	16 335	36 870	24 426	17,7	7,7	13				
S <sub>3</sub>	Ramas intensivas en tecnología	70	126 533	53 522	62 133	51 067	42,3	1,0	25	145	125 139	50 054	85 779	73 478	40,0	2,0	23				
19	Químicos básicos <sup>3</sup>	10	165 179	33 358	126 473	107 701	20,2	3,2	25	19	220 047	68 186	324 397	295 023	31,0	6,5	25				
20	Farmacéuticos y medicamentos	14	79 453	41 349	45 076	36 588	52,0	0,7	27	25	80 676	43 134	44 922	36 235	53,5	0,7	25				
21	Otros productos químicos	23	157 518	77 760	74 875	62 238	49,4	0,5	22	46	134 481	60 395	62 864	51 793	44,9	0,5	22				
28	Construcción de maquinaria no eléctrica	10	168 853	55 367	44 652	33 056	32,8	0,9	28	15	164 475	54 148	43 966	32 739	32,9	0,9	27				
29	Maquinaria eléctrica	6	91 451	33 776	23 813	16 379	36,9	1,1	26	23	110 704	30 767	96 720	82 627	27,8	1,0	25				
30	Construcción de material de transporte	7	81 829	29 114	56 450	48 664	35,6	1,3	38	17	79 100	29 954	37 745	30 946	37,9	1,4	29				
S <sub>4</sub>	Ramas de alimentos, bebida y tabaco	23	150 905	32 831	100 618	72 771	21,8	1,3	22	46	144 593	31 984	95 489	69 679	22,1	1,3	22				
8	Molinería y panadería	14	63 913	23 260	27 223	22 613	36,4	0,9	23	30	66 360	23 744	28 948	24 819	35,8	0,9	20				
10	Otros productos alimenticios	1	104 071	30 870	24 916	22 702	29,7	1,2	14	1	104 071	30 870	24 916	22 702	29,7	1,2	14				
11	Bebidas y tabaco	8	180 171	35 840	127 691	91 163	19,9	1,4	24	15	176 234	35 116	124 695	89 330	19,9	1,4	32				
	<b>Total manufactura</b>	<b>318</b>	<b>122 992</b>	<b>45 884</b>	<b>103 921</b>	<b>92 181</b>	<b>37,3</b>	<b>2,4</b>	<b>25</b>	<b>641</b>	<b>122 450</b>	<b>44 999</b>	<b>100 026</b>	<b>89 142</b>	<b>36,7</b>	<b>2,6</b>	<b>24</b>				

Fuente: INEI (2002, 2005, 2006, 2007, 2010). Elaboración propia. En las estimaciones de  $kl_2$  se debe notar que en la información de  $k_2$  en el panel no balanceado de tres años y dos años, once empresas (cinco pertenecen al rubro de manufacturas ligeras, tres al rubro de ramas intensivas en tecnología y tres al rubro de alimentos, bebida y tabaco) no tuvieron datos para diferentes años (que en total comprendieron 16 observaciones de las 33 posibles). De la misma manera, para el panel balanceado de tres años, una empresa no contaba con el dato  $k_2$  para dos años. Esta empresa pertenece al rubro de intensivas en tecnología.

Cuadro 3. Características productivas de la muestra de empresas de manufacturas del Perú: 2002-2007

Cod	Sector	Panel balanceado 4 años										Panel no balanceado 4, 3 y 2 años									
		N	Prod1	Prod2	kl1	kl2	Sva	Sm	Ex	N	Prod1	Prod2	kl1	kl2	Sva	Sm	Ex				
S <sub>1</sub>	Ramas de transformación de bienes primarios	74	216 888	83 540	248 635	222 157	38,5	3,6	25	189	209 806	73 125	205 901	185 749	34,9	3,4	25				
17	Fabricación de papel	8	193 329	51 330	131 249	125 336	26,6	2,4	19	193 812	50 880	149 379	142 678	26,3	2,5	22					
22	Refinación de petróleo	0	0	0	0	0	0,0	0,0	1	49 517	21 739	26 012	23 127	43,9	0,6	28					
23	Caucho y plástico	28	125 813	41 920	77 558	69 749	33,3	2,5	72	166 179	49 719	97 491	89 150	29,9	2,4	24					
24	Fabricación de productos no metálicos	11	350 476	149 782	605 189	532 899	42,7	5,2	27	28	294 203	122 660	494 174	436 503	41,7	5,1	26				
25	Siderurgia	7	216 285	118 014	174 327	159 337	54,6	2,8	28	11	204 243	109 764	166 376	151 890	53,7	2,8	29				
26	Transformación de metales no ferrosos	3	307 028	30 435	212 088	205 743	9,9	1,1	22	8	403 232	76 946	187 376	181 015	19,1	3,4	23				
27	Productos metálicos	17	115 428	36 504	39 115	34 112	31,6	0,9	31	50	88 916	30 133	35 736	31 519	33,9	0,9	26				
S <sub>2</sub>	Ramas manufactureras ligeras	94	76 368	32 024	59 078	54 400	41,9	2,2	23	261	78 844	33 035	59 983	55 310	41,9	2,2	21				
12	Fabricación de textiles	48	69 201	30 968	72 416	68 242	44,8	3,7	23	95	72 254	31 407	75 413	71 135	43,5	4,0	22				
13	Fabricación de prendas de vestir	14	59 550	22 672	25 756	23 307	38,1	0,9	17	53	57 712	24 192	30 078	27 775	41,9	0,9	16				
14	Preparación del cuero	2	383 277	68 807	176 403	168 316	18,0	2,0	32	8	252 098	63 443	103 300	95 647	25,2	1,7	23				
15	Fabricación de calzado	2	46 916	18 049	52 844	50 340	38,5	3,6	17	10	134 023	43 322	62 841	57 047	32,3	1,7	17				
16	Industria de madera y muebles	7	120 898	44 246	62 222	56 160	36,6	1,6	38	24	134 708	51 022	57 650	49 325	37,9	1,3	26				
18	Impresión y edición	13	153 101	69 001	114 622	99 174	45,1	1,0	24	49	152 523	64 708	101 679	89 103	42,4	1,0	26				
31	Productos manufacturados diversos	7	80 380	29 246	42 510	37 014	36,4	0,7	20	20	80 239	29 661	58 410	50 985	37,0	0,8	24				
39	Servicios prest. a empresas (reciclaje)*	1	56 107	14 822	27 808	24 227	26,4	15,9	11	2	80 101	15 551	31 410	21 590	19,4	8,2	12				
S <sub>3</sub>	Ramas intensivas en tecnología	57	122 993	53 896	63 883	53 235	43,8	1,1	23	145	122 743	49 745	82 171	70 470	40,5	1,9	23				
19	Químicos básicos <sup>3</sup>	7	215 045	45 350	188 399	167 145	21,1	4,0	24	19	216 028	66 559	311 741	284 004	30,8	6,4	25				
20	Farmacéuticos y medicamentos	12	82 299	42 875	44 845	36 601	52,1	0,7	25	25	81 678	43 511	43 510	35 249	53,3	0,7	25				
21	Otros productos químicos	18	145 726	75 881	75 573	63 338	52,1	0,5	22	46	132 636	60 032	62 815	52 006	45,3	0,6	21				
28	Construcción de maquinaria no eléctrica	7	170 697	54 146	46 652	34 733	31,7	1,0	27	15	158 566	53 055	45 590	34 644	33,5	1,0	27				
29	Maquinaria eléctrica	6	93 943	35 199	24 245	16 852	37,5	1,1	25	23	110 319	31 532	91 760	78 151	28,6	1,0	25				
30	Construcción de material de transporte	7	80 339	29 141	56 525	49 179	26,3	1,4	37	17	78 560	29 864	40 141	33 478	38,0	1,4	30				
S <sub>4</sub>	Ramas de alimentos, bebida y tabaco	17	148 170	36 325	104 280	77 102	24,5	1,2	25	46	138 327	33 692	88 690	66 281	24,4	1,3	21				
5	Fabricación de productos lácteos	0	0	0	0	0	0,0	0,0	0	0	0	0	0	0	0,0	0,0	0				
6	Elaboración de pescado	0	0	0	0	0	0,0	0,0	0	0	0	0	0	0	0,0	0,0	0				
8	Molinería y panadería	11	68 924	26 301	25 579	21 422	38,2	0,8	22	30	68 064	25 022	27 871	24 013	36,8	0,9	20				
9	Elaboración y refinación de azúcar	0	0	0	0	0	0,0	0,0	0	0	0	0	0	0	0,0	0,0	0				
10	Otros productos alimenticios	0	0	0	0	0	0,0	0,0	0	1	104 071	30 870	24 916	22 702	29,7	1,2	14				
11	Bebidas y tabaco	6	174 052	39 599	129 984	95 287	22,8	1,2	29	15	166 655	37 112	115 052	84 563	22,3	1,3	31				
	<b>Total manufactura</b>	<b>242</b>	<b>118 595</b>	<b>46 842</b>	<b>104 084</b>	<b>92 333</b>	<b>39,5</b>	<b>2,5</b>	<b>25</b>	<b>641</b>	<b>120 017</b>	<b>45 207</b>	<b>99 225</b>	<b>88 773</b>	<b>37,7</b>	<b>2,6</b>	<b>24</b>				

Fuente: INEI (2002, 2005, 2006, 2007, 2010). Elaboración propia. En las estimaciones de kl<sub>2</sub> cabe anotar que en la información de kl<sub>2</sub> en el panel no balanceado de cuatro, tres y dos años, once empresas (cinco pertenecen al rubro de manufacturas ligeras, tres al rubro de ramas intensivas en tecnología y tres al rubro de alimentos, bebida y tabaco) no tuvieron datos para diferentes años (que en total comprendieron 17 observaciones de las 44 posibles). De la misma manera, para el panel balanceado de cuatro años, una empresa no contaba con el dato kl<sub>2</sub> para tres años. Esta empresa pertenece al rubro de intensivas en tecnología.

### 3. RESULTADOS DE LA ESTIMACIONES DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN

Por limitaciones de información y de espacio de los diversos métodos paramétricos modernos descritos en la sección 1, y para fines de robustez estadística, las estimaciones de la función de producción (ecuación [1.3]) y productividad se realizan usando cinco métodos: i) MCO; ii) datos de panel de coeficientes fijos (CF); iii) datos de panel con coeficientes variables (CA); iv) LP; y v) OP. Este último método es el que ‘resuelve’ los problemas de sesgo de simultaneidad y de selección de la muestra.

En las estimaciones de la ecuación [1.3] se adicionaron 4 grupos de variables. El primer grupo, de variables dicotómicas, corresponden al grupo de ramas el cual pertenece la firma. Para evitar colinealidad, las ramas que se omiten es la de alimentos, bebidas y tabaco ( $S_4$ ). El segundo grupo, de variables dicotómicas, corresponden al tamaño de la empresa: pequeñas ( $D_{t1}$ ) de 1 a 20 trabajadores; medianas ( $D_{t2}$ ) de 21 a 99 trabajadores; y grandes ( $D_{t3}$ ) de 100 a más trabajadores. De igual modo, se elimina la variable  $D_{t1}$  para evitar la colinealidad. El tercer grupo corresponde a la variable experiencia convertida en logaritmo neperiano ( $ex$ ). El cuarto grupo corresponde a la variable tiempo,  $T_{2002-2007}$ , la cual trata de medir tendencia del valor real producido.

Los coeficientes y estadísticos de las diversas estimaciones se reportan en el cuadro 4. Debido a que se tienen cuatro grupos de muestras (cuadro 2), las balanceadas de tres y cuatro años de información, las respectivas no balanceadas y dos estimadores del valor real del capital,  $k_1$  (maquinaria y equipo, equipos diversos y de transporte) y  $k_2$  (maquinaria y equipo), para los métodos MCO, CF, CA, y LP se realizaron 8 ‘regresiones’. En el caso de OP<sup>31</sup>, la cual requiere la información de la inversión ( $inv$ ), las estimaciones solo han sido factibles para las muestras no balanceadas; se estimaron 4 ‘regresiones’, dos con cada medida del capital. Para cada método de estimación se reportan tres columnas. Las primeras dos columnas reportan los coeficientes de estimación mínimo y máximo del conjunto de regresiones realizadas por método. La tercera columna reporta el porcentaje de coeficientes estadísticamente significativo del total de estimaciones realizadas por método.

Las cifras del cuadro 4 indican:

- (i) Los rangos promedios de las elasticidades de los factores (insumos) de producción o las participaciones de sus respectivas retribuciones son 50% para el trabajo, 30% para el capital y 20% para los insumos. Las pruebas de hipótesis de Wald (Engel 1983) de la existencia de retornos constante a escalas (esto es

<sup>31</sup> Los comandos Stata de LP y OP fueron, respectivamente (Levinsohn 2003 y Po 2006):  
 levpct y free (l ex  $D_{t2}$   $D_{t3}$   $D_{s1}$   $D_{s2}$   $D_{s3}$   $T_{2002-2007}$ ) proxy (m) capital(k) revenue justid reps(100)  
 opreg y exit (Salida) state (ex k) proxy (inv) free (l m  $D_{t2}$   $D_{t3}$   $D_{s1}$   $D_{s2}$   $D_{s3}$   $T_{2002-2007}$ ) vce (bootstrap, rep(100))

que la suma de los coeficientes de los factores de producción sea igual a uno) no reportadas, solo fueron aceptadas en todas las estimaciones de OP y la mayoría de LP. Para el resto de métodos se rechazó dicha hipótesis.

- (ii) El tamaño de las empresas, al parecer, no incide de manera significativa en el valor de producción. Sin embargo, el tipo de ramas si parece incidir en el valor real producido. Las ramas de transformación de productos primarios, o las intensivas en el uso de tecnología, tienen mayores valores de producción que las ramas de alimentos, bebidas y tabaco.
- (iii) Tampoco la variable de tendencia ni la experiencia de las empresas parecen haber afectado al valor real de producción de las mismas.

Para fines de la estimación de la PTF es necesario seleccionar cual de los diferentes métodos provee una más ‘confiable’ estimación de los coeficientes de la función producción, sujeto a la especificación de Cobb-Douglas elegida.

De los cinco métodos usados, el método de CF es el que produce coeficientes de estimación más distantes de los otros cuatro métodos. Consistente con lo señalado por Akerberg *et al.* (2007), tal vez la mayor limitación de este método es el supuesto de que la productividad de las empresas no cambia durante el período de la muestra. Por otro lado, se refuerzan los resultados prácticos de que los coeficientes del capital son muy bajos.

De los cuatro métodos restantes, con similares coeficientes para los factores o insumos de producción, el que resuelve los dos principales sesgos de estimación es el de OP y es este método el que se enfatizará en las estimaciones de la PTF de las empresas manufactureras peruanas.



**Cuadro 4. Coeficientes de regresión de las estimaciones del valor real de producción (VP)**

Variables	MCO			Panel con efectos fijos			Panel con efectos aleatorios			Olley Pakes			Levinsohn-Petrin		
	Mín.	Máx.	%Signif	Mín.	Máx.	%Signif	Mín.	Máx.	%Signif	Mín.	Máx.	%Signif	Mín.	Máx.	%Signif
$l$	0,433***	0,526***	100	0,093***	0,244***	100	0,393***	0,422***	100	0,422***	0,466***	100	0,440***	0,490***	100
$k$	0,213***	0,295***	100	0,053	0,0963**	37,5	0,224***	0,269***	100	0,168*	0,276**	75	0,206	0,232	0
$m$	0,157***	0,234***	100	0,048***	0,110***	100	0,108***	0,164***	100	0,138***	0,162***	100	0,105	0,319	12,5
$ex$	-0,104***	-0,024	62,5	-0,073	0,029	0	-0,089**	0,030	12,5	-0,115	0,013	0	-0,105**	-0,019	50
$D_{t_2}$	-0,217***	0,020	25	-0,018	0,043	0	-0,071	-0,019	0	0,040	0,078	0	-0,175	0,100	0
$D_{t_3}$	-0,081	0,186*	25	0,018	0,046	0	-0,009	0,055	0	0,119	0,179	0	0,001	0,223	0
$D_{s1}$	0,265***	0,413***	100				0,341**	0,510**	100	0,208*	0,270**	75	0,241**	0,409**	100
$D_{s_2}$	0,044	0,193**	50				0,162	0,274*	25	0,074	0,128	0	0,051	0,219	0
$D_{s_3}$	0,406***	0,566***	100				0,448***	0,595***	100	0,376***	0,485***	100	0,426***	0,598***	100
$T_{2002-2007}$	-0,021	0,017	0	0,034***	0,055***	100	-0,008	0,029***	50	-0,015	0,009	0	-0,019**	0,018***	37,5
$C$	7,216***	8,108***	100	12,21***	13,85***	100	8,195***	8,993***	100						
$R^2_{adj}$	0,843	0,819		0,799	0,814		0,815	0,842							
$N_{abs}$	951	1842		951	1,842		951	1,842		1,577	1,842		954	1,842	
$N_{empresas}$	241	641		241	641		241	641		630	641		241	641	
$N_{regresiones}$	8			8			8			4			8		

Fuente: INEI (2002-2007). Elaboración propia. \* Nivel de significancia al 10%; \*\* al 5%; \*\*\* menos del 1%. El mínimo número de observaciones (954) corresponde a 318 empresas con tres años de información con el indicador  $k_t$ . El máximo número de observaciones (1842) corresponde a 641 empresas con el indicador  $k_t$  que incluye a 241 empresas con cuatro años de información, 76 empresas con tres años de información y 323 con dos años de información. Las 1577 observaciones corresponden a 317 empresas con tres años de información y 313 con dos años de información (142 del período 2005-2006 y 171 del período 2006-2007). Estas 630 empresas son las que tiene datos del indicador  $k_t$ .

#### 4. PRODUCTIVIDAD TOTAL FACTORIAL EN EL SECTOR MANUFACTURERO PERUANO, 2002-2007

En todas las estimaciones de  $A_{it}$  se ha usado la siguiente fórmula:

$$[4.1] \quad A_{it} = \exp \{y_{it} - (\alpha_0^e + \alpha_1^e \cdot l_{it} + \alpha_2^e \cdot k_{it} + \alpha_3^e \cdot m_{it})\};$$

Luego los  $A_{it}$  estimados son convertidos al índice  $PTF_{it}$  el cual proviene de:

$$[4.2] \quad PTF_{it} = (100 \cdot A_{it}) / Ap; \quad Ap = (\sum_i \sum_t A_{it}) / N; \quad N \text{ es el número de observaciones.}$$

Las estimaciones de la tasa de variación (o crecimiento) anual del índice PTF se ha calculado con el diferencial del logaritmo (neperiano) dividido entre la diferencia de los años finales e iniciales considerados en dicho diferencial. Las cifras de los cuadros del 5 al 10 presentan los índices de PTF y sus respectivas tasas de variaciones anuales estimados por grupo de ramas según los métodos relevantes y para tres grupos de muestras<sup>32</sup>. En adición se presentan los mismos cálculos por grupo de ramas y tamaños de empresa usando los coeficientes del método OP con la muestra no balanceada de cuatro años estimados con el indicador  $k_1$ . Se eligieron estos coeficientes debido a que provienen de estimaciones con mayor número de observaciones (1842) y empresas (640). Las cifras de los cuadros indican:

- (i) A excepción del método LP, la tasa de variación anual promedio de la PTF para cada una de las muestras es baja o negativa. Dicha tasa es negativa para las muestras de 242 y 578 empresas y positiva, aunque pequeña, para la muestra de 358 empresas;
- (ii) En general, y para casi todos los métodos (siendo las excepciones los métodos CF, CA y MCO para las muestras de 242 empresas), la tasa de variación anual de la PTF ha sido mayor y positiva para las ramas de transformación de productos primarios seguida por las ramas intensivas en tecnología. Las tasas para los otros grupos de ramas han sido negativas.

<sup>32</sup> Para todos los métodos, la estimación elegida para los cálculos de la PTF fue la no balanceada de 4, 3 y 2 años con el indicador  $k_1$ .

**Cuadro 5. Productividad Total Factorial y su tasa de variación anual de acuerdo a la estimación del VP. Muestra de 242 empresas en 4 años (2002, 2005, 2006, 2007)**

Sectores	Índice de la PTF y tasa variación promedio anual									
	MCO		Efectos fijos		Efectos aleatorios		Levinsohn-Petrin		Olley-Pakes	
	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %
Ramas de transformación de bienes primarios, S <sub>1</sub>	101,19	2,89	123,84	2,09	102,34	2,39	183,42	9,23	106,53	3,72
Ramas manufactureras ligeras, S <sub>2</sub>	100,58	-0,44	90,18	-5,10	99,44	-4,79	61,77	7,59	99,15	0,47
Ramas intensivas en tecnología, S <sub>3</sub>	99,09	1,53	90,45	-3,15	97,44	-3,95	61,42	9,65	95,06	2,22
Ramas de alimentos, bebida y tabaco, S <sub>4</sub>	94,68	-2,48	82,53	-7,03	101,50	-8,07	77,60	7,69	92,87	-1,57
<b>Promedio de las cuatro ramas</b>	<b>98,88</b>	<b>0,38</b>	<b>96,75</b>	<b>-3,30</b>	<b>100,18</b>	<b>-3,61</b>	<b>96,05</b>	<b>8,54</b>	<b>98,40</b>	<b>1,21</b>
<b>Promedio de firmas</b>	<b>100,00</b>	<b>0,90</b>	<b>100,00</b>	<b>-2,60</b>	<b>100,00</b>	<b>-2,65</b>	<b>100,00</b>	<b>8,58</b>	<b>100,00</b>	<b>1,73</b>

Fuente: INEI (2002-2007), Cuadro A1. Elaboración propia. Las estimaciones de la tasa de variación anual de la PTF, con efectos fijos y aleatorios, provienen de las estimaciones de los dichos coeficientes para los periodos 2005-2006 y 2006-2007. La muestra cuenta con 74 empresas de las ramas de procesamiento de productos primarios, 94 empresas de las ramas manufactureras ligeras, 57 empresas de las ramas intensivas en tecnología y 17 empresas del cuarto grupo de ramas. En promedio, 20 empresas son pequeñas, 98 medianas y 124 grandes. La representatividad de la muestra en valor agregado real fue de 11,6% y en empleo del 4,27%.

**Cuadro 6. Productividad Total Factorial y su tasa de variación anual de acuerdo a la estimación del VP. Muestra de 358 empresas en 3 años (2002, 2005, 2007)**

Sectores	Índice de la PTF y tasa variación promedio anual									
	MCO		Levinsohn-Petrin		Olley-Pakes					
	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %				
Ramas de transformación de bienes primarios, S <sub>1</sub>	95,30	2,22	163,50	9,23	100,12	3,01				
Ramas manufactureras ligeras, S <sub>2</sub>	103,54	-2,04	63,83	7,23	101,73	-1,11				
Ramas intensivas en tecnología, S <sub>3</sub>	98,69	1,50	78,65	10,54	95,68	2,22				
Ramas de alimentos, bebida y tabaco, S <sub>4</sub>	107,50	-1,77	75,12	8,52	105,60	-1,03				
<b>Promedio de las cuatro ramas</b>	<b>101,26</b>	<b>-0,02</b>	<b>95,28</b>	<b>8,88</b>	<b>100,78</b>	<b>0,77</b>				
<b>Promedio de firmas</b>	<b>100,00</b>	<b>0,21</b>	<b>100,00</b>	<b>8,77</b>	<b>100,00</b>	<b>1,03</b>				

Fuente: INEI (2002-2007), Cuadro A1. Elaboración propia. La muestra cuenta con 114 empresas de las ramas S<sub>1</sub>, 131 empresas de las ramas S<sub>2</sub>, 88 empresas de las ramas S<sub>3</sub> y 25 empresas de las ramas S<sub>4</sub>. En promedio, 40 empresas son pequeñas, 167 medianas y 151 grandes. La muestra representa el 14,8% del valor agregado real de manufacturas y el 5,16% del empleo.

**Cuadro 7. Productividad Total Factorial y su tasa de variación anual de acuerdo a la estimación del VP. Muestra de 578 empresas en 2 años (2002, 2007)**

Sectores	Índice de la PTF y tasa variación promedio anual					
	MCO		Levinsohn-Petrin		Olley-Pakes	
	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %
Ramas de transformación de bienes primarios, S <sub>1</sub>	100,18	1,20	215,34	9,21	108,32	2,00
Ramas manufactureras ligeras, S <sub>2</sub>	104,09	-3,15	34,32	7,00	99,62	-2,20
Ramas intensivas en tecnología, S <sub>3</sub>	88,49	0,53	66,98	9,19	86,82	1,18
Ramas de alimentos, bebida y tabaco, S <sub>4</sub>	113,57	-3,16	43,39	9,55	106,14	-2,20
Promedio de las cuatro ramas	97,59	-1,15	105,55	8,74	98,25	-0,31
Promedio de firmas	100,00	-0,95	100,00	8,35	100,00	-0,11

Fuente: INEI (2002-2007), Cuadro A1. Elaboración propia. La muestra cuenta con 185 empresas de las ramas S<sub>1</sub>, 230 empresas de las ramas S<sub>2</sub>, 127 empresas de las ramas S<sub>3</sub> y 36 empresas de las ramas S<sub>4</sub>. En promedio, 84 empresas son pequeñas, 293 medianas y 201 grandes. La representatividad de la muestra que el valor agregado real es de 21,19 % y 6,92% en empleo.

**Cuadro 8. Productividad Total Factorial y su tasa de variación anual de acuerdo a la estimación del VP. Muestra de 242 empresas en 4 años (2002, 2005, 2006, 2007)**

Sectores	Índice de la PTF y tasa variación promedio anual - Estimación Olley Pakes							
	Pequeña		Medianas		Grandes		Total	
	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %
Ramas de transformación de bienes primarios, S <sub>1</sub>	85,88	-0,84	87,53	3,23	124,28	4,78	106,53	3,72
Ramas manufactureras ligeras, S <sub>2</sub>	186,28	3,65	93,23	0,64	92,75	-0,10	99,15	0,47
Ramas intensivas en tecnología, S <sub>3</sub>	113,58	3,05	85,19	3,20	100,61	0,99	95,06	2,22
Ramas de alimentos, bebida y tabaco, S <sub>4</sub>	36,04	-3,99	76,83	-2,17	118,52	-0,84	92,87	-1,57
Promedio de las cuatro ramas	105,45	0,46	85,69	1,23	109,04	1,21	98,40	1,21
Promedio de firmas	120,84	1,77	88,24	1,95	105,83	1,56	100,00	1,73

Fuente: Cuadro A1. Elaboración propia. La muestra comprende: 74 empresas de las ramas S<sub>1</sub>, 94 empresas de las ramas S<sub>2</sub>, 57 empresas de las ramas S<sub>3</sub> y 17 empresas de las ramas S<sub>4</sub>. De las 242 empresas 20 empresas son pequeñas, 98 medianas y 124 grandes.

**Cuadro 9. Productividad Total Factorial y su tasa de variación promedio anual de acuerdo a la estimación del VP. Muestra de 358 empresas en 3 años (2002, 2005, 2007)**

Sector	Empresas									
	Pequeñas		Grandes				Total			
	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %		
Ramas de transformación de bienes primarios, $S_1$	85,08	-1,50	75,59	1,94	134,33	5,27	100,12	3,01		
Ramas manufactureras ligeras, $S_2$	156,96	-0,85	94,56	-1,47	96,94	-0,87	101,73	-1,11		
Ramas intensivas en tecnología, $S_3$	95,14	4,29	86,72	1,98	107,47	1,93	95,68	2,22		
Ramas de alimentos, bebida y tabaco, $S_4$	57,15	-3,85	95,56	-2,18	133,45	1,57	105,60	-1,03		
Promedio de las cuatro ramas	98,58	-0,48	88,11	0,07	118,05	1,98	100,78	0,77		
Promedio de firmas	108,85	0,10	86,25	0,56	112,92	1,78	100,00	1,03		

Fuente: Cuadro A1. Elaboración propia. La muestra comprende 114 empresas de las ramas  $S_1$ , 131 empresas de las ramas  $S_2$ , 88 empresas de las ramas  $S_3$ , y 25 empresas de las ramas  $S_4$ . De las 358 empresas 40 empresas son pequeñas, 167 medianas y 151 grandes.

**Cuadro 10. Productividad Total Factorial y su tasa de variación anual de acuerdo a la estimación del VP. Muestra de 578 empresas en 2 años (2002, 2007)**

Sector	Índice de la PTF y tasa variación promedio anual - Estimación Olley Pakes									
	Pequeñas		Medianas				Grandes		Total	
	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %		
Ramas de transformación de bienes primarios, $S_1$	99,51	-0,74	72,18	0,64	168,23	5,08	108,32	2,00		
Ramas manufactureras ligeras, $S_2$	162,17	-5,91	87,61	-1,46	92,40	-2,11	99,62	-2,20		
Ramas intensivas en tecnología, $S_3$	92,38	0,06	77,16	1,79	99,12	0,44	86,82	1,18		
Ramas de alimentos, bebida y tabaco, $S_4$	94,31	-11,51	96,33	-2,06	132,68	1,21	106,14	-2,20		
Promedio de las cuatro ramas	112,09	-4,52	83,32	-0,27	123,11	1,16	100,23	-0,31		
Promedio de firmas	121,26	-3,45	80,91	-0,07	119,05	0,84	100,00	-0,11		

Fuente: Cuadro A1. Elaboración propia. La muestra comprende 185 empresas de las ramas  $S_1$ , 230 empresas de las ramas  $S_2$ , 127 empresas de las ramas  $S_3$ , y 36 empresas de las ramas  $S_4$ . De las 578 empresas 84 son empresas pequeñas, 293 medianas y 201 grandes.

- (iii) Para los tres tamaños de muestras, el índice de PTF es mayor para empresas grandes seguida por empresas pequeñas. Las empresas medianas fueron las que tuvieron menores índices de productividad. Conforme el número de empresas por tamaño crece, la tasa de variación de la PTF de las empresas grandes y medianas crece mientras que la de las empresas pequeñas decrece.

Consistente con los diversos estudios de países de América Latina (resumidos en el cuadro 1), los resultados de las estimaciones de los niveles y tasas de crecimiento anual de las empresas manufactureras revelan que estas varían de acuerdo al tamaño y rama industrial donde se ubican las firmas y que, en general, el crecimiento de la PTF no ha sido significativo.

Los cuadros del 11 al 13 descomponen la tasa de crecimiento del valor real de producción en las fuentes de crecimiento debido a los factores (e insumos) de producción, la experiencia de las empresas y la PTF. Las cifras de los cuadros revelan que el crecimiento de las ramas manufactureras se debe, fundamentalmente, al crecimiento del capital y la mano de obra y no al crecimiento de la PTF. Datos no reportados a nivel de las muestras de empresas consideradas y los reportados por PRODUCE (2011), revelan que la capacidad instalada creció en el período 2002-2007 cerca de 5% por año para 562 empresas y 2% para todo el sector fabril. La consideración de la capacidad instalada en las estimaciones de la PTF (realizadas por ejemplo en Cabezas, 1994) sugieren que la contribución de la PTF al crecimiento del producto podría estar sobrestimado de la misma forma que la respectiva contribución del capital. Así, el crecimiento del sector manufacturero en el período 2002-2007 puede ser explicado por el crecimiento de la capacidad instalada, empleo y, en menor medida, por la inversión con cambios no significativos en la PTF.

**Cuadro 11. Fuentes de crecimiento del valor real de producción de 242 empresas, 2002, 2005, 2006 y 2007**

Variable	%VP	Contribución de los factores y PTF					
		k	l	m	exp	T <sub>2002-2007</sub>	PTF
Coefficientes (método OP)	1,000	0,276	0,422	0,139	-0,021	-0,005	1,000
Ramas de transformación de bienes primarios, S <sub>1</sub>	9,10	2,28	2,38	1,12	-0,12	-0,50	3,72
Ramas manufactureras ligeras, S <sub>2</sub>	7,15	3,14	2,74	1,18	-0,14	-0,50	0,47
Ramas intensivas en tecnología, S <sub>3</sub>	8,05	3,61	1,74	1,04	-0,13	-0,50	2,22
Ramas de alimentos, bebida y tabaco, S <sub>4</sub>	4,66	4,06	1,15	1,39	-0,15	-0,50	-1,57
Promedio de las cuatro ramas	7,24	3,27	2,00	1,18	-0,13	-0,50	1,21
Promedio de firmas	7,79	3,05	2,28	1,14	-0,13	-0,50	1,73

Fuente: Cuadro A1. Elaboración propia. La muestra se compone de: 74 empresas de las ramas de bienes primarios, 94 empresas de las ramas manufactureras ligeras, 57 empresas de las ramas intensivas en tecnología y 17 empresas de las ramas de alimentos, bebidas y tabaco. En promedio, 20 empresas son pequeñas, 98 medianas y 124 grandes.

**Cuadro 12. Fuentes de crecimiento del valor real de producción de 358 empresas, 2002, 2005 y 2007**

Variable	% VP	Contribución de los factores y PTF					
		k	l	M	exp	T <sub>2002-2007</sub>	PTF
Coeficientes (método OP)	1,000	0,276	0,422	0,139	-0,021	-0,005	1,000
Ramas de transformación de bienes primarios, S <sub>1</sub>	8,60	2,42	2,18	1,42	-0,12	-0,50	3,01
Ramas manufactureras ligeras, S <sub>2</sub>	6,30	3,15	2,75	1,90	-0,15	-0,50	-1,11
Ramas intensivas en tecnología, S <sub>3</sub>	8,51	3,54	1,70	1,56	-0,14	-0,50	2,22
Ramas de alimentos, bebida y tabaco, S <sub>4</sub>	4,75	4,52	0,53	1,20	-0,15	-0,50	-1,03
Promedio de las cuatro ramas	7,04	3,41	1,79	1,52	-0,14	-0,50	0,77
Promedio de firmas	7,47	3,11	2,16	1,61	-0,14	-0,50	1,03

Fuente: Cuadro A1. Elaboración propia. La muestra se compone de: 114 empresas de la industria de bienes primarios, 131 empresas de la industria manufacturera ligera, 88 empresas de la industria intensiva en tecnología y 25 empresas de la industria alimentaria, bebidas y tabaco. La muestra comprende, en promedio, a 40 empresas pequeñas, 167 empresas medianas y 151 empresas grandes.

**Cuadro 13. Fuentes de crecimiento del valor real de producción de 578 empresas, 2002 y 2007**

Variable	% VP	Contribución de los factores y PTF					
		k	L	M	exp	T <sub>2002-2007</sub>	PTF
Coeficientes (método OP)	1,000	0,276	0,422	0,139	-0,021	-0,005	1,000
Ramas de transformación de bienes primarios, S <sub>1</sub>	8,40	2,69	2,41	1,77	-0,13	-0,50	2,00
Ramas manufactureras ligeras, S <sub>2</sub>	6,03	3,33	3,09	2,19	-0,16	-0,50	-2,20
Ramas intensivas en tecnología, S <sub>3</sub>	7,22	3,46	1,61	1,53	-0,14	-0,50	1,18
Ramas de alimentos, bebida y tabaco, S <sub>4</sub>	5,03	4,56	0,75	2,38	-0,14	-0,50	-2,20
Promedio de las cuatro ramas	6,67	3,51	1,96	1,97	-0,14	-0,50	-0,31
Promedio de firmas	6,99	3,23	2,40	1,92	-0,14	-0,50	-0,11

Fuente: Cuadro A1. Elaboración propia. La muestra comprende: 185 empresas de la rama de bienes primarios, 230 empresas de las ramas de manufactureras ligeras, 127 empresas de las ramas intensivas en tecnología y 36 empresas de las ramas de alimentos, bebidas y tabaco. En promedio, 84 empresas son pequeñas, 293 medianas y 201 grandes.

## 5. CONCLUSIONES Y REFLEXIONES FINALES

Basado en datos a nivel de empresa del sector manufacturero, este trabajo ha estimado, con métodos paramétricos modernos, el nivel y la tasa de crecimiento de la productividad total factorial en dicho sector en el período 2002-2007.

Sujeto a las limitaciones de información y métodos usados, y para una muestra representativa de hasta 578 empresas, las estimaciones indican que:

- (i) La tasa de crecimiento promedio anual del período 2002-2007 de la PTF, en la muestra representativa del sector manufacturas peruano, ha sido baja y no ha contribuido al crecimiento del valor real de producción de las empresas en el período analizado.
- (ii) Para una muestra de 578 empresas, el nivel y la tasa de variación promedio anual de la PTF de las empresas grandes (de más de 100 trabajadores) fue mayor que las respectivas magnitudes de las firmas pequeñas (menores a 21 trabajadores).
- (iii) Para el mismo período y en términos de tipo de ramas productivas, las ramas de procesamiento de minerales y otros productos primarios y las intensivas en tecnología tuvieron mayores tasas de crecimiento de la PTF que las ramas tradicionales (tales como textiles, ropa y calzado) y las de alimentos, bebidas y tabaco, las cuales decrecieron sus respectivas PTF.

La reflexión final que se deriva de estos resultados es que si bien el crecimiento del capital, el empleo y la capacidad instalada dan cuenta del crecimiento del producto manufacturero en el período 2002-2007, la ausencia de cambios significativos en la productividad (PTF) de las empresas puede limitar en el mediano y largo plazo la sostenibilidad de dicho crecimiento. De allí que se hace indispensable diseñar estrategias 'industriales' que reviertan esta ausencia de crecimiento de la productividad.

**Cuadro A1. Coeficientes de regresión usados para las estimaciones de la PTF**

Variables	MCO	Panel con Efectos Fijos	Panel con Efectos Aleatorios	Olley Pakes	Levinsohn-Petrin
L	0,463***	0,225***	0,422***	0,422***	0,445***
K	0,295***	0,088**	0,269***	0,276**	0,229
M	0,157***	0,087***	0,135***	0,139***	0,105
Ex	-0,104***	-0,025	-0,089**	-0,021	-0,098**
Dt2	-0,009	-0,037	-0,024	0,040	0,072
Dt3	0,146	0,018	0,027	0,119	0,171
DS1	0,266***		0,341**	0,208*	0,241**
Ds2	0,088		0,162	0,074	0,087
Ds3	0,406***		0,448***	0,381***	0,426***
T2002-2007	0,001	0,052***	0,022***	-0,005	0,002
C	7,57***	12,23***	8,195***		
R <sup>2</sup> <sub>adj</sub>	0,834	0,811	0,834		
Nobs	1842	1842	1842	1842	1842
Nempresas	641	641	641	641	641

Fuente: INEI (2002-2007). Elaboración propia. \* Nivel de Significancia al 10%; \*\* al 5%; \*\*\* menos del 1%.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ackerberg, 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.
- Ackerberg, D., Kevin Caves y Garth Frazer/(2006). «Structural Identification of Production Functions». Mimeo, Department of Economics, UCLA.
- Arnold, J. (2005). *Productivity Estimation at the Plant Level: A practical guide*. Milán: Bocconi University.
- Astorga, P., A. Bergés, V. Fitzgerald (2011). Productivity Growth in Latin America over the Long Run. *The Review of Income and Wealth*, 57(2), 203-223.
- Balk, B. (1998). *Industrial Price, Quantity, and Productivity Indices: The Microeconomic Theory and An Application*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Baltagi, B. H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. Nueva York: John Wiley & Sons.
- Banco Central de Reserva del Perú, BCRP (2008). «Limitantes al crecimiento económico». Notas de Estudios del BCRP, No. 1, 04 de enero.
- Barrodale I., F. D. K. Roberts (1974). Solution of an Overdetermined System of Equations in the Norm. *Communications of the ACM*, 17(6), 319-320.
- Basett, G., R. Koenker (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46, 33-50.
- Basett, G., R. Koenker (1982). An empirical quantile function for linear models with iid errors. *Journal of the American Statistical Association*, 77, 407-415.
- Bierens, H. J. (1987). Kernel Estimators of Regression Functions. En T. F. Bewley (ed.). *Advances in Econometrics-Fifth World Congress* (vol. I). Cambridge: Cambridge University Press.
- Birbuet, J., C. Machicado (2009a). *Misallocation and Manufacturing TFP in the Market Liberalization Period of Bolivia*. Development Research Working Paper Series, No. 06/2009, Institute for Advanced Development Studies.
- Birbuet, J., C. Machicado (2009b). *Understanding Productivity Levels, Dispersion and Growth in the Leather Shoe Industry: Effects of Size and Informality*. Development Research Working Paper Series, No. 08/2009, Institute for Advanced Development Studies.
- Blundell, R., S. Bond (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Blundell, R., S. Bond (2000). GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions. *Econometric Reviews*, 19, 321-340.
- Buchinsky, M. (1995). Estimating the Asymptotic Covariance Matrix for Quantile Regression Models: A Monte Carlo Study. *Journal of Econometrics*, 68, 303-338.
- Busso, M., L. Madrigal, C. Pagés (2012). *Productivity and Resource Misallocation in Latin America*. IDB Working Paper Series No. IDB-WP-306.

- Cabezas, L. (1994). «Factor Substitution, Capacity Utilization, and Total Factor Productivity Growth in the Peruvian Manufacturing Industry». Tesis doctoral. University of Goterborg, Suecia.
- Calderón, A., A. Voicu (2004). *Total Factor Productivity Growth and Job Turnover in Mexican Manufacturing Plants in the 1990s*. IZA DP No. 993. Bonn: Institute for the Study of Labor.
- Camacho, A., E. Conover (2010). *Misallocation and productivity in Colombia's manufacturing industries*. IDB Working Paper Series 123.
- Casacuberta, C., N. Gandelman (2009). «Productivity, exit and crisis in Uruguayan manufacturing and services sectors». Mimeo, Universidad de Uruguay.
- Cassoni, A. y M. Ramada-Sarasola (2009). «To Innovate or Not to Innovate. Effects on Uruguayan Manufacturing Firms' Productivity». Documento inédito. Washington D. C.: Red de Centros de Investigación de América Latina y el Caribe, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Cavalcanti, F., J. Rossi (2003). New Evidence from Brazil on Trade Liberalization and Productivity Growth. *International Economic Review*, 44(4), 1383-1405.
- Caves, D. W., L. R. Christensen y W. E. Diewert (1982). The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity. *Econometrica*, 50(6), 1393-1414.
- Chang, H., C. Van Marrewijk (2011). «Firm Heterogeneity and Development: Evidence from Latin American countries». Tjalling C. Koopmans Research Institute, Discussion Paper Series nr: 11-14. Utrecht School of Economics, Utrecht University.
- Charnes, A., W. Cooper, A. Lewin, L. Seiford (1994). *Data Envelopment Analysis*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Daude, C., E. Fernández-Arias (2010). «On the Role of Productivity and Factor Accumulation in Economic Development in Latin America and the Caribbean». IDB WP Series # IDB-WP-155.
- De Loecker, J. (2011). Product Differentiation, Multi-Product Firms and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity. *Econometrica*, 79(5), 1407-1451, Setiembre.
- De Loecker, J., J. Konings (2006). Job reallocation and productivity growth in a post-socialist economy: Evidence from Slovenian manufacturing. *European Journal of Political Economy*, 22, 388-408.
- De Vries, G. (2009). «Productivity in a Distorted Market: The case of Brazil's Retail Sector». Research Memorandum GD-112. Groningen Growth and Development Centre.
- Diewert, E. (2008). What Is To Be Done for Better Productivity Measurement. *International Productivity Monitor*, 16, Spring, 40-52.
- Diewert, E., A. Nakamura, H. Pyo, y H. Chun (2007). Productivity Measures and Sustainable Prosperity. *Seoul Journal of Economics*, Spring.
- Engle, Robert F. (1983). Wald, Likelihood Ratio, and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics. En M. D. Intriligator y Z. Griliches. *Handbook of Econometrics* (vol. 2, pp. 796-801). Nueva York: Elsevier.

- Eslava, M., J. Haltiwanger, A. Kugler y M. Kugler (2010). Market Reforms, Factor Reallocation, and Productivity Growth in Latin America. En Norman Loayza y Luis Servén (eds.). *Business Regulation and Economic Performance* (pp. 225-263). Washington: The World Bank.
- Eslava, M., J. Haltiwanger, A. Kugler y M. Kugler (2009). *Trade Reforms and Market Selection: Evidence from Manufacturing Plants in Colombia*. NBER Working Paper, No. 14935.
- 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, 333- 371.
- Esteban-Pretel, J., R. Nakajima, R. Tanaka (2010). TFP growth slowdown and the Japanese labor market in the 1990s. *Journal of the Japanese and International Economies*, 24, 50-68.
- Fariñas, J.C. y S. Ruano, (2005). Firm productivity, heterogeneity, sunk costs and market selection. *International Journal of Industrial Organization*, 23, 505-534.
- Farrell, M. J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of Royal Statistical Society*, A 120, pp. 253-290.
- Fernandes, A. (2007). Trade Policy, Trade Volumes and Plant Level Productivity in Colombian Manufacturing Industries. *Journal of International Economics*, 71(1), 52-71.
- Ferreira, P., S. Pessóá, F. Veloso (2012). On the Evolution of Total Factor Productivity in Latin America. *Economic Inquiry*, enero, Wiley On Line Library.
- Fijie, R., S. Grosskopf y C. A. K. Lovel (1985). *The Measurement of Efficiency of Production*. Boston: Kluwer-Nijhoff Publishing.
- Fuglie, K. (2010). Total factor productivity in the global agricultural economy: Evidence from FAO data. En Julian Alston, Bruce Babcock, Philip Pardey (eds.). *The Shifting Patterns of Agricultural Production and Productivity Worldwide* (pp. 63-95). Ames, Iowa: Midwest Agribusiness Trade and Research Information Center.
- Fuss, M., D. McFadden, Y. Mundlak (1978). A Survey of Functional Forms in the Economic Analysis of Production. En Melvyn Fuss y Daniel L. McFadden (eds.), *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications. Volume I: The Theory of Production*, Ámsterdam: North-Holland.
- Gallardo, J., A. Arrieta (2000). *Medición y dinámica de la producción industrial*. Lima: CIES.
- Goldberg, P.K., A. Khandelwal, N. Pavcnik, P. Topalova (2008). *Multi-product firms and product turnover in the developing world: evidence from India*. National Bureau of Economic Research Working Paper Series 14127.
- Griliches, Z. (1957). Specification Bias in Estimates of Production Functions. *Journal of Farm Economics*, 39, 8-20.
- Griliches, Z. y J. Mairesse (1998). Production Functions: The Search for Identification. En *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 169-203). Cambridge: Cambridge University Press.
- Haltiwanger, J., S. Scarpetta y H. Schweiger (2008). *Assessing Job Flows Across Industries: The Role of Industry, Firm Size and Regulations*. NBER, Working Paper 13920.

- Hansen, L. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Hansen, L. (2007). *Beliefs, doubts and learning: Valuing economic risk*. NBER Working Paper 12948.
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton, Nueva Jersey: Princeton University Press.
- Hendricks, W, R. Koenker (1992). Hierarchical Spline Models for Conditional Quantiles and the Demand for Electricity. *Journal of the American Statistical Association*, 87(417), 58-68.
- Hopenhayn, H. (1992). Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium. *Econometrica*, 60(5), 1127-1150.
- Hsieh, C., P. Klenow (2007). *Misallocation and Manufacturing TFP in China and India*. NBER Working Paper 13290.
- Iacovone, L., Javorcik, B.S. (2008). «Shipping good tequila out: investment, domestic unit values and entry of multi-product plants into export markets». Mimeo
- Isgut, A., M.D. Tello, A. Veiderpass (1999). Microeconomic Adjustment During Structural Reforms: The Nicaraguan Manufacturing Sector 1991-1995. *Canadian Journal of Development Studies*, XX(3),1-24.
- Jones, M. C. (1992). Estimating Densities, Quantiles, Quantile Densities and Density Quantiles. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 44(4), 721-727.
- Jovanovic, B. (1982). Selection and the evolution of industry. *Econometrica*, 50, 649-670.
- Kapp, D., A. Sánchez (2012) *Heterogeneity of total factor productivity across Latin American countries: evidence from manufacturing firms*. Documents de Travail du Centre d'Economie de la Sorbonne, 2012.34.
- Katayama, H., S. Lu y J. Tybout (2009). Firm-Level Productivity Studies: Illusions and a Solution. *International Journal of Industrial Organization*, 27, 403-413. También en NBER Working Paper 9617, <http://econ.la.psu.edu/~jtybout/KLT.pdf>
- Koenker, Roger (1994). Confidence Intervals for Regression Quantiles. En P. Mandl y M. Huskova (eds.), *Asymptotic Statistics* (pp. 349-359). Nueva York: Springer-Verlag.
- Koenker, R., K.F. Hallock (2001). Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 143-156.
- Koenker, Roger W., Vasco D'Orey (1987). Algorithm AS 229: Computing Regression Quantiles. *Applied Statistics*, 36(3), 383-393.
- Levinsohn J., A. Petrin (2006). «Measuring Productivity Growth Using Plant-Level Data». Mimeo, University of Chicago.
- Levinsohn, J., A. Petrin (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies*, 70(2), 317-341.
- Levinsohn, J., A. Petrin, B. Poi (2004). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Stata Journal*, 4(2), 113-123.

- Marschak J. and W.H. Andrews (1944). Random Simultaneous Equations and the Theory of Production. *Econometrica*, 12(3/4), Jul-Oct., 143-205.
- Morón, E., E. Carranza y J. Fernández-Baca (2005). Markets, government and the sources of growth in Peru. En E. Fernández-Arias, R.E. Manuelli y J. S. Blyde (eds.), *Sources of growth in Latin America: What is missing?* Washington D. C.: Inter-American Development Bank.
- Morrison A., A. Semenick (2000). Trade Reform Dynamics and Technical Efficiency: The Peruvian Experience. *World Bank Econ. Rev.* 14, 309-330.
- Morrison, M. Yasar (2007). International linkages and productivity at the plant level: Foreign direct investment, exports, imports and licensing. *Journal of International Economics*, 71, 373-388.
- Nadiri, M. (1970). Some Approaches to the theory of Measurement of Total Factor Productivity: A Survey. *Journal of Economic Literature*, 8, dic, 1137-1177.
- Nevo A. (2009). «Estimation of Production Functions». Mimeo Northwestern University, Winter.
- OECD (2008). OECD Compendium of Productivity Indicators. OECD
- Olley, S., A. Pakes (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64(6), 1263-1298.
- Ornaghi, C. (2006). Assessing the effects of measurement errors on the estimation of production functions. *Journal of Applied Econometrics*, 21, 879-891.
- Pagés, C. (ed.) (2010). *The Age of Productivity: Transforming Economies from the Bottom Up*. Washington D. C.: Inter American Development Bank.
- Palma, J. (2010). Why has productivity growth stagnated in most Latin American countries since the neo-liberal reforms? Cambridge Working Papers in Economics (CWPE) 1030. A shortened version of this paper will be published in J. A. Ocampo and J. Ros (eds.), *The Handbook of Latin American Economics*, OUP.
- Pavcnik, N. (2002). Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants. *The Review of Economic Studies*, 69(1)1, Jan., 245-276.
- Poi, B., M. Yasar, R. Raciborski (2006). Production Function Estimation in Stata Using the Olley and Pakes Method. *Stata Journal*, StataCorp LP, 8(2), 221-231, June.
- Powell, J. (1986). Censored Regression Quantiles. *Journal of Econometrics*, 32, 143-155.
- Restuccia, D. (2011). *The Latin American Development Problem*. Working Paper 432. Departamento de Economía, Universidad de Toronto, junio.
- Rodrik, D., M. McMillan (2011). «Globalization, Structural Change and Productivity Growth». ILO-WTO.
- Saliola, F., M. Seker (2011). «Total Factor Productivity Across the Developing World». Enterprise Surveys Enterprise Note Series, 23. Washington D.C.: World Bank Group.
- Schor, A. (2004). Heterogeneous productivity response to tariff reduction. Evidence from Brazilian manufacturing firms. *Journal of Development Economics*, 75, 373-396.

- Schreyer, P., D. Pilat (2001). «Measuring Productivity». OECD Economic Studies No. 33, 2001/II
- Shea, John (1993a). The Input-Output Approach to Instrument Selection. *Journal of Business and Economic Statistics*, 11(2), 145-165.
- Shea, John (1993b). Do supply curves slope up? *Quarterly Journal of Economics*, 108(1), 1-32.
- Siddiqui, M. M. (1960). Distribution of Quantiles in Samples from a Bivariate Population. *Journal of Research of the National Bureau of Standards-B*, 64(3), 145-150.
- Syverson, C. (2004). Market Structure and Productivity: a Concrete Example. *Journal of Political Economy*, 112(6), diciembre, 1181-1222.
- Syverson, C. (2011). What Determines Productivity? *Journal of Economic Literature*, 49(2), 326-365.
- Tello, M.D. (2011). 'Golden Rules' en el diseño de una estrategia de desarrollo. En J. Rodríguez y M.D. Tello (eds.), *Opciones de Política Económica, 2011-2015*. Lima: PUCP.
- Van Beveren, Ilke (2012). Total Factor Productivity Estimation: A Practical Review. *Journal of Economic Surveys*, 26(1), 98-128.
- Varian, H. (2005). Bootstrap Tutorial. *Mathematica Journal*, 9, 768-775.
- Veiderpass A., L. Cabezas (1992). Eficiencia relativa y desarrollo de la productividad en la producción peruana de cemento (Un enfoque no paramétrico). *Economía*, XV(29/30) (Plant/firm data and DEA methods).
- Veiderpass, A., L. Cabezas (1994). Eficiencia y cambio de la productividad en la industria cementera del Perú. Aplicación de un método no paramétrico. *El Trimestre Económico*, LXI(242), 309-333 (Plant/Firm data and DEA methods).

## FUENTES DE INFORMACIÓN

- Banco Central de Reserva del Perú, BCRP (2012). Estadísticas económicas. <http://www.bcrp.gob.pe/estadisticas.html>
- Banco Mundial (2012). <http://www.enterprisesurveys.org/>
- CEDLAS and The World Bank (2011). «Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean». <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/esp/estadisticas-detalle.php?idE=20>
- Conference Board Data (2012). <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>
- INEI, 2008. Censo Nacional Económico 2008. Lima, Perú. <http://censos.inei.gob.pe/Cenec2008/cuadros/?id=CensosNacionales>
- INEI 2007. Censo Nacional Económico de Manufacturas del 2007. Lima Perú.
- INEI, 2006. Encuesta Económica de Manufacturas, 2006. Lima, Perú.
- INEI, 2005. Encuesta Económica de Manufacturas, 2005. Lima, Perú.
- INEI, 2002. Censo Nacional Económico de Manufacturas del 2002. Lima Perú.
- Ministerio de Economía y Finanzas (2012). Estadísticas. [http://www.mef.gob.pe/index.php?option=com\\_content&view=article&id=266%3Aestadisticas&catid=136%3Aestadisticas&Itemid=100236&lang=es](http://www.mef.gob.pe/index.php?option=com_content&view=article&id=266%3Aestadisticas&catid=136%3Aestadisticas&Itemid=100236&lang=es)

Perú Top Publication, 2007. Las 10,000 Top Empresas del Perú. Lima, Perú.

Perú Top Publication, 2002. Las 10,000 Top Empresas del Perú. Lima, Perú.

PRODUCE (2012a). Estadísticas del Censo del 2007. Ministerio de la Producción. <http://www.produce.gob.pe/portal/portal/apsportalproduce/internaindustria?ARE=2&JER=318>

PRODUCE (2012b). Estadística Mensual del Sector Industrial. Ministerio de la Producción. <http://www.produce.gob.pe/portal/portal/apsportalproduce/internaindustria?ARE=2&JER=409>

PRODUCE (2011). Anuario Estadístico 2011. Lima Perú.

SUNAT, 2012a. Superintendencia Nacional de Administración Tributaria, [www.sunat.gob.pe](http://www.sunat.gob.pe)

SUNAT, 2012b. Estadística de Comercio Exterior. <http://www.aduanet.gob.pe/aduanas/informae/estadisticasComExt.htm>

Documento recibido el 16 de julio de 2012  
y aprobado el 29 de agosto de 2012.