



Agosto 17 2012

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ

**CONSORCIO DE INVESTIGACIÓN ECONÓMICA Y SOCIAL
CIES- IDRC- FUNDACIÓN M. J. BUSTAMANTE- 2011**

PROYECTOS MEDIANOS (PM04)-CIES

**COSTOS DE ENTRADA A EXPORTAR, DIVERSIFICACIÓN, Y
PRODUCTIVIDAD: UN ENFOQUE A NIVEL DE FIRMAS
MANUFACTURERAS EN EL PERÚ: 2002-2007**

INFORME FINAL

**PhD. Mario D. Tello
Profesor Principal del Departamento de Economía
e Investigador de CENTRUM CATÓLICA**

Costos de Entrada a Exportar, Diversificación y Productividad: Un Enfoque a Nivel de Firms Manufactureras del Perú: 2002-2007

*Mario D. Tello*¹

Departamento de Economía y Centrum Católica
Pontificia Universidad Católica del Perú

RESUMEN

Basado en datos a nivel de empresa del sector manufacturero, el presente trabajo tiene dos objetivos: estimar el nivel y la tasa de crecimiento de la productividad total factorial de estas empresas vía métodos paramétricos modernos e identificar los factores que inciden en la decisión de exportar de las firmas manufactureras del Perú en el período 2002-2007. Sujeto a las limitaciones de información y métodos usados, las evidencias presentadas señalan: i) 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 de manufacturas en el período analizado; ii) la PTF de las empresas manufactureras de exportación han tenido un mayor nivel y tasa de crecimiento que las empresas no exportadoras; iii) en concordancia con los nuevos modelos teóricos de exportación, la decisión de exportar de las firmas manufactureras en el Perú depende, entre otros factores: de los costos hundidos de entrada al mercado de exportación o de re-exportación (en el caso que dejen de exportar por lo menos un año luego de su entrada en dicho mercado) y de un nivel mínimo de productividad factorial total.

ABSTRACT

Based upon data at the level of manufacturing firms, this paper has two objectives: to estimate the level and the rate of growth of the total factor productivity using parametric and modern methods for period 2002-2007 and to identify the main factors that determines firms' decision to export. Subject to data limitations and methods used, the set of evidences presented indicate that: i) the rate of TFP growth has been low for a representative sample firms without having a significant contribution to the rate of growth of the real production value of those firms; ii) the level and the rate of growth of export firms have been greater than the respective level and rates of non-export firms; and iii) in agreement with new theoretical models, firms decision to export depend, among other factors, upon entry or re-entry sunk costs and a minimum level of TFP.

¹ El autor agradece la excelente asistencia de Angel Guillén, Pedro Segovia y Carla Solís y los apreciados comentarios del árbitro anónimo los cuales permitieron limpiar los errores de versiones iniciales.

RESUMEN EJECUTIVO (REVISTA ECONOMÍA Y SOCIEDAD)

El modelo 'neoliberal' iniciado desde 1990 en el Perú por un lado, ha reforzado la estructura productiva, en particular del sector exportador hacia productos primarios (mineros, agropecuarios y menor medida pesqueros) y, de otro lado, se ha basado su crecimiento en incrementos del capital. Estas características, como anotados por expertos, pone en duda la sostenibilidad del crecimiento del modelo implementado por: la inestabilidad de los precios externos de los productos primarios sujeto a recurrentes crisis externas y los obvios retornos decrecientes de las inversiones. La diversificación de la estructura productiva, por ejemplo hacia manufacturas (y servicios intensivos en conocimientos) e incrementos de la productividad total factorial (PTF) son las respuestas lógicas de crear condiciones de sostenibilidad del crecimiento peruano.

El presente trabajo aborda el tema de productividad y diversificación del crecimiento económico bajo un enfoque microeconómico a nivel de una muestra representativa de empresas manufactureras para los años 2002, 2005, 2006 y 2007. Por un lado, estima usando métodos paramétricos modernos el nivel y la tasa de crecimiento de la PTF, y de otro lado, identifica los factores principales que inciden en la decisión de las firmas de entrar y exportar en los mercados internacionales.

1. Productividad Factorial Total de Empresas Manufactureras en el Perú.

Por limitaciones en la disponibilidad de la información a nivel de empresas las últimas estimaciones de la PTF fueron realizadas para el periodo 1994-1996 por Gallardo & Arrieta (2000)². Ellos estiman los cambios de la PTF en 22 grupos de ramas manufactureras con los métodos de índices de cantidad (primal) y el de precios (dual). 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%).

Los modernos métodos paramétricos (basados en los residuos de la función de producción y) desarrollados por Olley & Pakes (OP, 1996)³ y Levinsohn & Petrin (LP, 2003)⁴ han originado una extensa literatura empírica de estimaciones de la PTF en países desarrollados y en desarrollo incluyendo América Latina. Estos métodos 'resuelven' el problema de sesgos de simultaneidad entre los factores de producción y la PTF. En adición, el método OP 'resuelve' el problema del sesgo de selección de la muestra (o del movimiento de entrada y salida de firmas en el mercado). Basado en una muestra representativa de empresas manufactureras del Perú para los años 2002, 2005, 2006 y 2007 provistos por el

² "Medición y Dinámica de la Producción Industrial". CIES, Lima-Perú. Otros estudios con estimaciones del periodo de los setenta y ochenta han sido realizadas por Cabezas (L., 1994. "Factor Substitution, Capacity Utilization, and Total Factor Productivity Growth in the Peruvian Manufacturing Industry". Tesis doctoral de la University of Goterborg, Suecia) y Morrison A & A. Semenick (2000. "Trade Reform Dynamics and Technical Efficiency: The Peruvian Experience". World Bank Econ. Rev. 14:309-330).

³ "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry". *Econometrica*, 64 (6), pp. 1263-1298.

⁴ "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables". *The Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 2, Apr., pp. 317-341.

Cuadro 1

Productividad Total Factorial y su tasa de Variación Anual de Acuerdo a la Estimación del VP, Muestra 578 empresas, 2 años (2002, 2007)

Sectores	Índice de PTF y Variación Promedio Anual					
	MCO		Levinsohn-Petrin		Olley-Pakes	
	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %
Ramas de Transformación de Bienes Primarios, S ₁	100.18	1.20	215.34	9.21	108.32	2.00
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	104.09	-3.15	34.32	7.00	99.62	-2.20
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	88.49	0.53	66.98	9.19	86.82	1.18
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	113.57	-3.16	43.39	9.55	106.14	-2.20
Promedio¹	101.58	-1.15	90.01	8.74	100.23	-0.31

Fuente: INEI (2002-2007). Elaboración Propia. La muestra cuenta con 185 empresas de las ramas S₁, 230 empresas de las ramas S₂, 127 empresas de las ramas S₃ y 36 empresas de las ramas S₄. La muestra comprende a 84 empresas pequeñas, 293 empresas medianas y 201 empresas grandes. La representatividad de la muestra en valor agregado real es de 21.19 % y 6.92% en empleo.

¹ Basado en los promedios de las cuatro ramas.

INEI, se estimó la PTF con ambos métodos. Los resultados son presentados en el Cuadro 1 para los años 2002 y 2007.

Los resultados indican que las estimaciones en general en niveles y tasas de crecimiento de la PTF son menores para los métodos OP y LP que para el método estándar de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Todos estos métodos además señalan que la PTF decreció en promedio del período. Solo las ramas de procesamientos de materias primas (en particular mineros y agrícolas) y las intensivas en tecnología tuvieron positivas tasas de crecimiento de la PTF. El Cuadro 2 estima la contribución de los factores de producción (capital, k; trabajo, l; materiales, m) la PTF, la experiencia de las empresas, exp, y la variable tiempo en la tasa de crecimiento del valor real de producción.

Cuadro 2

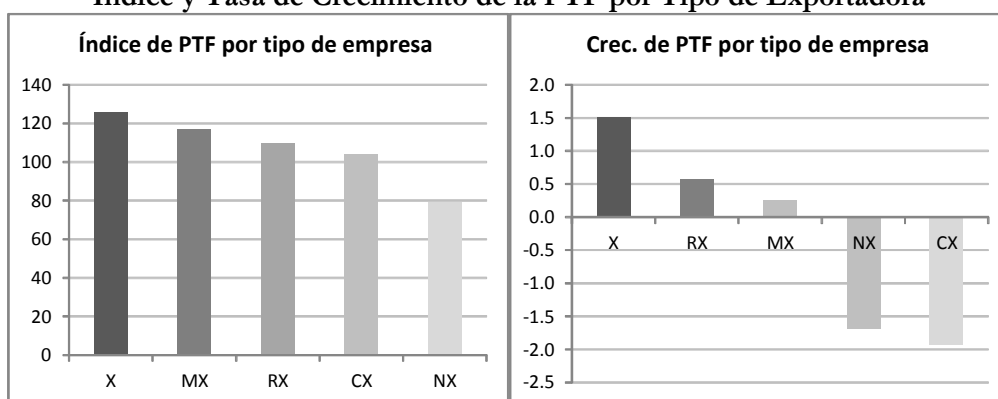
Fuentes de Crecimiento del Valor Real de Producción de 578 Empresas, 2002 y 2007

Variable	% VP	Contribución de los Factores y PTF					
		K	L	M	exp	T ₂₀₀₂₋₂₀₀₇	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 ₁	8.40	2.69	2.41	1.77	-0.13	-0.50	2.00
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	6.03	3.33	3.09	2.19	-0.16	-0.50	-2.20
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	7.22	3.46	1.61	1.53	-0.14	-0.50	1.18
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	5.03	4.56	0.75	2.38	-0.14	-0.50	-2.20
Promedio¹	6.67	3.51	1.96	1.97	-0.14	-0.50	-0.31

Fuente: Elaboración propia. La muestra comprende: 185 empresas de la Industria de bienes primarios, 230 empresas de la Industria manufacturera ligera, 127 empresas de la Industria intensiva en tecnología y 36 empresas de la Industria alimentaria, bebidas y tabaco. La muestra comprende, en promedio, a 84 empresas pequeñas, 293 empresas medianas y 201 empresas grandes. ¹ Basado en los promedios de las cuatro ramas.

Consistentes con la evidencia a nivel macroeconómico, las cifras del cuadro revelan que el crecimiento del producto en el periodo 2002-2007 fue explicado fundamentalmente por el crecimiento del capital y el crecimiento de la PTF no contribuyó de manera significativa en el producto. La Figura 1 divide una muestra de 242 empresas manufactureras en 5 grupos de empresas: las netamente exportadoras, X, que siempre exportaron desde sus inicios de operaciones; las cuasi exportadoras (CX), que exportaron al menos el 75% de los años desde inicios de operaciones y que en ciertos años no exportaron; las medianamente exportadoras (MX), que exportaron entre el 50% y 75% (sin contar estos dos números extremos) de los años desde inicio de operaciones; las recientemente exportadoras las cuales han exportado menos del 50% de los años desde inicios de operaciones de estas empresas; y las empresas no exportadoras que nunca exportaron en el periodo de análisis y desde inicios de operaciones.

Figura 1
Índice y Tasa de Crecimiento de la PTF por Tipo de Exportadora



La figura muestra con claridad que el índice de la PTF está asociado al número de años de experiencia exportadora y que si directamente exporta requiere tener índices altos de PTF. El no tenerlo implica que la firma solo puede competir en el mercado interno. De otro lado, las tasas de crecimiento de las firmas X fueron mayores y positivas que las firmas NX las cuales tuvieron tasas negativas de los cambios porcentuales de PTF.

2. Costos de Entrada de Exportación, Productividad, Diversificación y la Decisión de las Firmas a Exportar

Las estimaciones anteriores sugieren que si el crecimiento del capital y empleo (y muy probablemente la capacidad instalada no considerada en el análisis⁵) 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.

⁵ Datos no reportados a nivel de las muestras de empresas consideradas y las reportadas por PRODUCE (2011) revelan que la capacidad instalada creció en el periodo 2002-2007 en 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- Factor Substitution, Capacity Utilization, and Total Factor Productivity Growth in the Peruvian Manufacturing Industry". Tesis doctoral de la University of Goterborg, Suecia.) sugieren que la contribución de la PTF al crecimiento del producto podría estar sobre-estimado de la misma forma que la respectiva contribución del capital.

Otro potencial efecto de la ausencia de incremento de las PTF es sobre las decisiones de las empresas en diversificar productos (hacia aquellos manufacturados) y mercados (hacia los internacionales).

La literatura empírica sobre la decisión de las firmas de exportar es relativamente abundante en países desarrollados. Dos de los principales resultados de esta literatura son, por un lado, que entre principales factores asociados a la decisión a exportar se encuentran los costos hundidos de entrar al mercado de exportación relacionados a gastos en investigación y desarrollo (I&D) y los costos de información de las fuentes de demanda. Políticas que promocionan exportaciones vía transferencias directas a las firmas no han influenciado la entrada de estas en los mercados de exportación. De otro lado, las firmas exportadoras son más productivas no como resultado de la exportación sino porque siendo productivas pueden superar los costos de entrar a los mercados de exportación.

Tres trabajos relacionados a la decisión de las firmas de exportar para el caso peruano son los de León (2010 y 2006)⁶ y Volpe y Carballo (2008)⁷. Los resultados relevantes de estos trabajos fueron: i) que la promoción de exportaciones auspiciados por PROMPEX (Comisión para la Promoción de Exportaciones) en el periodo 2001-2005 ha ayudado efectivamente a expandir el número de mercados de destinos y productos de las firmas exportadoras aunque no ha incidido en el monto exportado por cada firma, y ii) que el capital humano de los dueños de la empresa y de los trabajadores que se capacitan en exportaciones, y la experiencia empresarial incidieron en la probabilidad de exportar de las firmas. El primer factor también incidió sobre la participación de las ventas de exportación del total de ventas. El tamaño de la empresa incidió sobre ambas variables.

A diferencia de los modelos ad-hoc usados en estos tres estudios sobre el Perú y basado en un modelo estructural de decisión de la firma a exportar desarrollado por Tybout & Roberts (TR, 1997)⁸, el presente trabajo estima la incidencia de: i) los costos hundidos de entrada, ii) las características productivas y heterogeneidad de las empresas, iii) los incentivos del mercado y del gobierno (tales como el tipo de cambio real y el Drawback), y iv) la productividad de las empresas sobre las decisiones de exportación de las firmas manufactureras en el Perú.

El modelo estructural de TR se basa en la hipótesis de histéresis y costos de entrada (hundidos) propuesta en diversos modelos teóricos. El hecho estilizado que tratan de explicar estos modelos es que la respuesta de la oferta exportable ante ‘incentivos de mercado o del gobierno’ (tales como el tipo de cambio real y las políticas de promoción de exportaciones) varía de acuerdo al país y tiempo en que se analiza dicha respuesta. En ciertos períodos (o países) la cantidad exportable responde a dichos incentivos en otros no responde. Este hecho también se corrobora en el caso peruano⁹. La respuesta provista por dichos modelos es la existencia de los costos de entrada (hundidos) que se requieren para

⁶ “Capital Humano e Internacionalización Empresarial”. Informe Final, CIES y “Determinantes del Proceso de Internacionalización de las PYMES Peruanas: Caso del Sector de Confecciones”. Informe Final, CIES respectivamente.

⁷ “Is export promotion effective in developing countries? Firm-level: Evidence on the intensive and the extensive margins of exports”. *Journal of International Economics*, 76, pp. 89–106.

⁸ “The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs”. *The American Economic Review*, Vol. 87, No. 4, Set., pp. 545-564.

⁹ Así por ejemplo, en el período 2002-2010, los tipos de cambio real multilateral (con respecto a las monedas de 20 países) y bilateral (con respecto al dólar) decrecieron a una tasa promedio anual de -0.6% y -2.4% respectivamente. En contraste, la cantidad exportable creció a una tasa de 6%.

exportar¹⁰. Así, por ejemplo, bajo condiciones estables y propicias de mercado (o por incentivos del gobierno) las empresas pueden incurrir en estos costos y entrar al mercado de exportación. Cuando estas condiciones desaparecen debido a incertidumbres, las empresas no necesariamente salen del mercado de exportación por la existencia de costos de salida, produciendo el fenómeno de ‘histéresis’. Lo contrario también puede ocurrir. Si la percepción futura es a que las condiciones serán favorables, las empresas pueden incurrir en esos costos de entrada a pesar de que las condiciones del presente no sean favorables a la exportación.

TR se basan en esta hipótesis y formulan un modelo para evaluar la validez de la hipótesis de los costos de entrada. La forma reducida del modelo para fines del presente tiene la siguiente especificación:

$$[1] \quad D_{it} = 1, \text{ si } 0 \leq Z_{it} \cdot \beta + \gamma_0 \cdot D_{i(t-1)} + \sum_{k=2}^{a_i} \gamma_k \cdot D_{i(t-k)} + \epsilon_{it} \\ = 0, \text{ en caso contrario.}$$

Donde Z_{it} es el vector de características productivas de las firmas y variables de mercado que afectan a los beneficios de las firmas; y ϵ_{it} es el término de error. La ecuación [1] incorpora los siguientes supuestos. El primero que independientemente del año que entran a exportar las firmas, el costo de entrada hundido inicial (S_{0i}) es el mismo para todas las firmas. Esto es $S_{0i} = S_0$. Segundo, que todas las firmas tienen el mismo costo de reingresar al mercado de exportación, S_{ki} , esto es $S_{ki} = S_k$. Tercero que todas las firmas tienen el mismo costo de salir del mercado, B_i , esto es $B_i = B$. En [1] $\gamma_0 = S_0 + B$ y $\gamma_k = S_k - S_0$.

Si los costos de entrada (hundidos), los de salida y los de re-exportación son cero entonces la decisión de exportar no dependería de dichos costos. La prueba estadística para esta hipótesis es que $\gamma_0 = \gamma_k = 0$, para todo k. Note además si $\gamma_k = 0$, para todo k, entonces los costos de entrada son iguales a los costos de re-exportación. La variable discreta de exportación, D_{it} es obtenida de la SUNAT (2012) para el periodo 1995-2008. Esto implica que a_i asumido igual para todas las empresas es igual a 8.

La introducción de las variables de control permite evaluar una serie de características de las firmas y de políticas de promoción a que las empresas exporten. Las tres más relevantes son la productividad total factorial (PTF, estimada en las secciones cuatro y cinco) del primero grupo de características y los incentivos del tipo de cambio real (multilateral, TCR, BCRP, 2012) y el ‘Drawback¹¹’ del segundo grupo de variable. Diversos modelos teóricos postulan la hipótesis de que las firmas deciden exportar si es que alcanzan un mínimo de productividad. Dicha hipótesis es verificada incluyendo en Z_{it} la variable productividad con un rezago. De igual manera, la decisión de la firma de continuar exportando puede depender de los incentivos del mercado asociados al tipo de cambio real y al ‘Drawback’. Esta proposición también es verificada si en incluye en Z_{it} , las dos variables con un rezago.

Otras variables incluidas con un período de rezago en Z_{it} son:

¹⁰ Estos costos incluyen: los de información, I&D, marketing, etc.

¹¹ Denominado ‘Restitución de los Derechos Arancelarios’. La tasa actual es del 5% del valor fob de exportación y originado por los aranceles pagados por la importación de materias primas, insumos, productos intermedios y partes o piezas incorporados en la producción del bien exportado. Este incentivo data desde 1995 (Decreto Supremo. 104-95-EF, 23/06/95). Esta variable es una variable multiplicativa Draw.TCR. Si una firma recibe Drawback el período (t-1) entonces Draw.TCR=TCR caso contrario esta variable es cero.

- i) el ratio capital-trabajo, k , (definido como el valor real de maquinaria y equipo, equipos diversos y vehículos de transporte por trabajador, en soles de 1994). Esta variable indica si empresas con mayor (o menor) intensidad en el uso del capital relativo al trabajo conducen o no a una mayor probabilidad de que la empresa exporte;
- ii) el grado de procesamiento, Sva (medido por la participación de valor agregado del valor bruto de producción). Esta variable indica si las empresas con mayor (o menor) grado de procesamiento tienen una mayor probabilidad de exportar;
- iii) el tamaño de la firma (medido por el rango en número de trabajadores). Esta variable discreta representada por D_{Tt} es la usada en la sección 4;
- iv) la participación del valor agregado de la firma del valor agregado total de la rama a la cual pertenece, PM . Esta variable indica si participación de las firmas en el mercado, induce o no a una mayor probabilidad de exportar;
- v) el índice del número de productos de exportación, $IDIV$ ¹². Esta variable indica si la diversificación de productos de exportación promueve o no a que las firmas se mantengan en el mercado de exportación.
- vi) los años de experiencia de las empresas, exp , desde el inicio de sus operaciones. Esta variable indica si experiencia incide o no sobre la probabilidad de que las firmas participen en los mercados internacionales.

También el vector Z_{it} incluye las variables discretas. D_{Sjt} , de acuerdo a los 4 grupos de ramas manufactureras S_j reportados en los dos cuadros anteriores.

La especificación [1] es estimada mediante métodos de un Probit dinámico de panel data usando una muestra de 4 años de 242 empresas. Los métodos de estimación usados son cuatro: i) modelo Probit estándar (no considerando los efectos en la estimación de las variables dependientes ni que los datos sean de panel); ii) modelo Probit con efectos aleatorios (Prob-EA) (no considerando los efectos en la estimación de las variables dependientes) y (iii) y (iv) el método de Wooldridge (2005)¹³ que incorpora ambas características (panel data dinámico) y resuelve el problema de las condiciones iniciales adicionado en la especificación [1] y para fines de la estimación, la primera observación de la variable dependiente y todas las variables estrictamente exógenas que no sean constantes en el tiempo de Z_{it} (Woold.1) en (iii) y en (iv) la primera observación de la variable dependiente y los promedios de dichas variables exógenas de Z_{it} a través del tiempo (Woold.2). Los coeficientes de estas estimaciones son reportados en el Cuadro 3. También se realizaron pruebas estadísticas de Wald, donde las hipótesis nulas $\gamma_k=0$ y $\gamma_k=\gamma_0=0$ fueron estadísticamente rechazadas a niveles de significancia menores a 10%. Los resultados de estas pruebas estadísticas y los presentados en el Cuadro 3 sustentan las siguientes hipótesis¹⁴:

¹² $IDIV = n_{it} * 100 / \text{Max} \{n_{it}\}$. Donde n_{it} es el número de partidas de exportación de la firma 'i' en el período 't', y el denominador es el número máximo de partidas de todas las firmas y períodos. Esta variable es obtenida para el período 1993-2008 de la SUNAT (2012).

¹³ "Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity". Journal of Applied Econometrics, 20, pp. 39–54.

¹⁴ El Cuadro 3 incluye el test de Pearson de bondad de ajuste. El rechazo estadístico de la hipótesis nula pueden indicar entre otros factores: i) las limitaciones de las pruebas debido al tamaño pequeño de la muestra; ii) la importancia de otros factores no considerados en el vector Z_{it} ; y iii) la posibilidad de que la función asumida no sea normal. Todos estos aspectos motivan investigaciones futuras que aborden estas limitaciones.

H1: En concordancia con los nuevos modelos teóricos de exportación, la decisión de exportar de las firmas manufactureras en el Perú dependen, entre otros factores: de los costos hundidos de entrada al mercado de exportación o de re-exportación (en el caso que dejen de exportar por lo menos un año luego de su entrada en dicho mercado) y de un nivel mínimo de productividad factorial total.

H2: “Contrario a las tesis de promoción de exportación vías incentivos del mercado, la evidencia para las empresas manufactureras del Perú señalan por un lado, que el tipo de cambio real no incentiva a las firmas a participar en el mercado de exportación, y de otro lado, que el incentivo del Drawback no necesariamente incrementa la decisión de re-exportar de las firmas”.

H3:”El grado de procesamiento de los productos, la intensidad de uso del capital relativo al trabajo, el ‘poder del mercado’ (medido por la participación del valor agregado de la firma con respecto al valor agregado total de la rama manufacturera relevante), y los años de experiencia de la firmas no parecen incidir de forma estadísticamente significativa sobre las decisiones de las firmas en exportar. De otro lado, las firmas de tamaño grande (de 100 a más trabajadores) y las que pertenecen a las ramas de procesamientos de materias primas y las intensivas en tecnología incrementan la probabilidad de que las firmas participen en los mercados internacionales”.

H4: “La incidencia de la diversificación de los productos de exportación sobre la decisión de exportación de las firmas, si bien positiva no parece ser robusta ante los diferentes métodos realizados.”

3. Consideraciones Finales

Las evidencias mostradas y las proposiciones enunciadas revelan la importancia de generar ‘intervenciones’ desde el gobierno, o sector privado o de ambos que incrementen la productividad factorial total de las empresas en el Perú para ser posible la sostenibilidad del crecimiento de las últimas dos décadas. Si además se desea diversificar productos y mercados este es un requerimiento esencial.

De otro lado, incentivos propios del mercado como el tipo de cambio real o instrumentos promocionales como el Drawback no parecen ser suficientes para que entren nuevas empresas al mercado de exportación o que estas permanezcan en dichos mercados. Lo que se requiere es financiar o proveer información a las empresas que reduzcan los costos hundidos de entrada o de re-entrada hacia los mercados de exportación. Cabe anotar sin embargo, para que esta reducción de costos sea efectiva se requiere adicionalmente que las empresas hayan alcanzado un mínimo nivel de productividad factorial total, de no tener este mínimo nivel los efectos sobre la decisión de las firmas serian menores.

Cuadro 3
Probit Dinámico de la Participación de las Firmas en la Exportación

	Usando Productividad Total Factorial				Usando Productividad Laboral			
	Probit	Prob-EA	Woold.1	Woold.2	Probit	Prob-EA	Woold.1	Woold.2
D_{t-1}	2.051*** (0.205)	2.066*** (0.243)	1.891*** (0.373)	2.201*** (0.340)	2.031*** (0.205)	2.042*** (0.241)	1.894*** (0.366)	2.182*** (0.339)
D_{h2}	0.992*** (0.270)	1.173*** (0.318)	1.405*** (0.459)	1.671*** (0.437)	0.966*** (0.271)	1.137*** (0.317)	1.398*** (0.453)	1.666*** (0.439)
D_{h3}	0.743** (0.299)	0.866** (0.346)	1.310** (0.552)	1.620*** (0.526)	0.733** (0.299)	0.843** (0.344)	1.261** (0.553)	1.601*** (0.531)
D_{h4}	0.174 (0.442)	0.146 (0.527)	0.389 (0.872)	0.555 (0.875)	0.226 (0.440)	0.203 (0.520)	0.529 (0.848)	0.742 (0.856)
D_{h5}	0.406 (0.423)	0.540 (0.482)	1.430** (0.695)	1.655** (0.671)	0.396 (0.422)	0.514 (0.478)	1.355* (0.693)	1.554** (0.672)
D_{h6}	-0.151 (0.553)	0.108 (0.612)	2.082** (1.040)	2.455** (1.034)	-0.233 (0.561)	-0.004 (0.617)	2.021* (1.050)	2.383** (1.053)
D_{h7}	1.047** (0.516)	1.326** (0.599)	10.19 (214,916)	10.482 (173,003)	1.089** (0.518)	1.352** (0.600)	10.051 (152,208)	10.324 (118,125)
D_{h3}	0.700 (0.534)	0.874 (0.617)	9.543 (677,224)	9.527 (686,738)	0.746 (0.536)	0.914 (0.616)	8.935 (330,205)	9.355 (330,565)
PTF_{t-1}/Prod_{t-1}	0.002* (0.001)	0.003* (0.002)	0.008* (0.004)	0.007** (0.003)	5.820 ^a *** (2.25 ^a)	6.720 ^a ** (2.75 ^a)	9.080 ^a (7.60 ^a)	9.180 ^a (6.37 ^a)
kl_{t-1}	-3.650 ^b (3.80 ^b)	-4.270 ^b (4.61 ^b)	-4.370 ^a (2.78 ^a)	-3.270 ^a (2.27 ^a)	-1.250 ^a ** (4.98 ^b)	-1.460 ^a ** (6.24 ^b)	-5.740 ^a * (3.25 ^a)	-5.660 ^a ** (2.76 ^a)
Sva_{t-1}	-0.002 (0.004)	-0.004 (0.005)	-0.001 (0.009)	-0.009 (0.008)	-0.008* (0.004)	-0.010* (0.005)	-0.021* (0.012)	-0.018* (0.010)
Idiv_{t-1}	0.044*** (0.010)	0.052*** (0.013)	0.017 (0.016)	0.017 (0.016)	0.044*** (0.010)	0.052*** (0.017)	0.015 (0.015)	0.018 (0.016)
D_{t2}	0.012 (0.225)	0.078 (0.277)	0.215 (0.335)	0.034 (0.269)	0.082 (0.230)	0.149 (0.280)	0.213 (0.326)	0.095 (0.275)
D_{t3}	0.479** (0.244)	0.672** (0.319)	0.926** (0.394)	0.573* (0.306)	0.604** (0.254)	0.806** (0.330)	0.956** (0.394)	0.682** (0.318)
D_{s1}	0.700** (0.294)	0.897** (0.388)	0.549 (0.453)	0.799** (0.375)	0.642** (0.289)	0.813** (0.376)	0.758* (0.441)	0.635* (0.369)
D_{s2}	0.409 (0.289)	0.522 (0.371)	0.273 (0.437)	0.553 (0.367)	0.376 (0.284)	0.478 (0.362)	0.419 (0.427)	0.484 (0.360)
D_{s3}	0.502* (0.305)	0.701* (0.401)	1.062** (0.469)	0.810** (0.394)	0.427 (0.297)	0.602 (0.386)	1.052** (0.465)	0.654* (0.383)
PM_{t-1}	0.002 (0.049)	0.009 (0.061)	0.011 (0.130)	-0.03 (0.126)	-0.012 (0.049)	-0.009 (0.059)	-0.026 (0.143)	-0.047 (0.134)
TCR_{t-1}	-0.036* (0.022)	-0.043* (0.024)	-0.053* (0.031)	-0.052* (0.028)	-0.035 (0.022)	-0.040* (0.024)	-0.043 (0.030)	-0.045 (0.028)
Draw_{t-1}	0.010** (0.004)	0.011** (0.005)	0.009 (0.006)	0.008 (0.005)	0.010** (0.004)	0.011** (0.005)	0.008 (0.006)	0.008 (0.005)
Exp_{t-1}	0.002 (0.004)	0.002 (0.005)	0.005 (0.008)	0.004 (0.006)	0.0006 (0.004)	0.001 (0.005)	0.003 (0.008)	0.003 (0.006)

Cuadro 3

Probit Dinámico de la Participación de las Firmas en la Exportación

	Usando Productividad Total Factorial				Usando Productividad Laboral			
	Probit	Prob-EA	Woold.1	Woold.2	Probit	Prob-EA	Woold.1	Woold.2
Constante	1.660 (2.268)	2.009 (2.472)	2.169 (3.197)	2.710 (2.870)	1.726 (2.278)	2.070 (2.472)	1.608 (3.125)	2.459 (2.857)
Insig2u		-1.199* (0.632)	-18.358 (1,988)	-16.604 (974.2)		-1.259* (0.649)	-17.123 (1,024)	-15.869 (648.9)
LogLikelihood	-243.457	-241.078	-150.680	-171.757	-241.155	-238.984	-152.169	-170.075
Pseudo-R²	0.5898				0.5937			
N_{obs}	968	968	968	968	968	968	968	968
N_{empresas}		242	242	242		242	242	242
χ²*	1023.275	1052.539	418.796	488.789	1052.274	1095.680	412.295	472.431

Fuente: INEI (2002-2007), SUNAT (2012), BCRP (2012). Elaboración propia. . * Nivel de Significancia al 10%; ** al 5%; *** menos del 1%. El método Wooldridge1 corrige el problema de los valores iniciales a través de un vector que corresponde a las variables explicativas en todos los periodos, mientras en Wooldridge2 el vector corresponde a los promedios de dichas variables. El superíndice “a” indica que el coeficiente debe ser multiplicado por e-06, el coeficiente “b”, por e-07. El pseudo-R² es el R² correspondiente a las regresiones con variables dependientes binarias. *Test Pearson χ² cuadrado de bondad de ajuste entre dos frecuencias, la muestra y la teórica con (J-1=) 15 grados de libertad. La fórmula es: $\sum_{j=1}^J \frac{(N_{pj} - N_{pj})^2}{N_{pj}}$. La hipótesis nula es que estas frecuencias provengan de la misma función de densidad (N=242 y J=16). En todos los casos se rechaza la hipótesis nula.

RESUMEN

Boletín Virtual Análisis de Políticas

Basado en datos a nivel de empresa del sector manufacturero, el presente trabajo tiene dos objetivos: estimar el nivel y la tasa de crecimiento de la productividad total factorial (PTF) de estas empresas vía métodos paramétricos modernos e identificar los factores que inciden en la decisión de exportar de las firmas manufactureras del Perú en el período 2002-2007. Sujeto a las limitaciones de información y métodos usados, las evidencias presentadas en el trabajo señalan:

- i) 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 de manufacturas en el período analizado;
- ii) la PTF de las empresas manufactureras de exportación han tenido un mayor nivel y tasa de crecimiento que las empresas no exportadoras;
- iii) en concordancia con los nuevos modelos teóricos de exportación, la decisión de exportar de las firmas manufactureras en el Perú dependen entre otros factores: de los costos hundidos de entrada al mercado de exportación o de re-exportación (en el caso que dejen de exportar por lo menos un año luego de su entrada en dicho mercado) y de un nivel mínimo de productividad factorial total;
- iv) contrario a las tesis de promoción de exportación vía incentivos del mercado, el tipo de cambio real no ha incentivado a las firmas a participar en el mercado de exportación, y de otro lado, que el incentivo del Drawback no necesariamente incrementa la decisión de re-exportar de las firmas;
- v) el grado de procesamiento de los productos, la intensidad de uso del capital relativo al trabajo, el 'poder del mercado', y los años de experiencia de las firmas no parecen incidir sobre las decisiones de las firmas en exportar. De otro lado, las firmas de tamaño grande (de 100 a más trabajadores) y las que pertenecen a las ramas de procesamientos de materias primas y las intensivas en tecnología incrementan la probabilidad de que las firmas participen en los mercados internacionales;
- vi) la incidencia de la diversificación de los productos de exportación sobre la decisión de exportación de las firmas no parece ser clara.

Las evidencias mostradas y las proposiciones enunciadas revelan la importancia de generar 'intervenciones' desde el gobierno, o sector privado o de ambos que incrementen la productividad factorial total de las empresas en el Perú para ser posible la sostenibilidad del crecimiento de las últimas dos décadas. Si además se desea diversificar productos y mercados este es un requerimiento esencial. De otro lado, incentivos propios del mercado como el tipo de cambio real o instrumentos promocionales como el Drawback no parecen ser suficientes para que entren nuevas empresas al mercado de exportación o que estas permanezcan en dichos mercados. Lo que se requiere es financiar o proveer información a las empresas que reduzcan los costos hundidos de entrada o de re-entrada hacia los mercados de exportación. Cabe anotar sin embargo, para que esta reducción de costos sea efectiva se requiere adicionalmente que las empresas hayan alcanzado un mínimo nivel de productividad factorial total, de no tener este mínimo nivel los efectos sobre la decisión de las firmas serían menores.

Introducción

El crecimiento económico del Perú alcanzado en el ‘modelo neoliberal’ desde 1990 a la fecha se ha basado en el liderazgo (a nivel de sectores) de las exportaciones. La información (BCRP, 2012 y SUNAT, 2012) indica por un lado, que la estructura del sector no ha cambiado sustancialmente en el periodo 1990-2011. Más del 70% del valor exportador siguen siendo en bienes primarios y altamente concentrados en productos y empresas¹. De otro lado, parte del extraordinario incremento del valor exportaciones de los últimos años se debe fundamentalmente a los efectos precios, sujeto a los shocks internacionales². Adicionalmente, por lo menos desde 1990, y a excepción de algunos productos agropecuarios, los productos de exportación primarios no han sido sujetos de instrumentos de protección (arancelarios o no arancelarios) por parte del Perú o de los países de destinos de dichos productos.

No obstante, este tipo de crecimiento económico en el largo plazo está sujeto a problemas de sostenibilidad originados por: las fluctuaciones de precios asociadas a los ciclos económicos de los países de destino de las exportaciones, por insensibilidad de la cantidad exportada a los precios e incentivos del mercado (vía tipo de cambio real por ejemplo) y la alta dependencia de la disponibilidad de los recursos mineros y de inversiones, particularmente extranjeras, y por los potenciales efectos negativos de las exportaciones mineras sobre otros sectores por el uso de factores comunes en el proceso productivo y/o por las externalidades negativas que generarían (en particular sobre los sectores agropecuario y manufacturero. En consecuencia, la sostenibilidad del crecimiento requiere, por un lado, la diversificación de los productos (destinados hacia los mercados domésticos y de exportación), y de otro lado, de productos manufacturados que en sus procesos de producción incorporen ventajas internacionales (comparativas y/o competitivas) basadas en mano de obra (calificada y no calificada)³.

Este trabajo aborda el problema de la diversificación de las exportaciones a través de los factores que inciden en la decisión de las firmas manufactureras a exportar y de la importancia de la productividad y diversificación en dicha decisión. Las estimaciones reportadas hacen uso de la Encuesta Anual de Manufacturas del Perú con información a nivel de firmas (INEI, 2002; 2005; 2006; 2007) y de muestras de hasta 641 empresas del período. Para ello el trabajo se divide en siete secciones. La Sección 1, aborda el tema de las estimaciones de la productividad total factorial (PTF) y 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 de la PTF y en las decisiones de exportación. La Sección 3, presenta las estimaciones de la función de producción que se requieren para las estimaciones de la PTF. La Sección 4 reporta las estimaciones de la PTF. La Sección 5 estima las PTF de las exportadoras y las no exportadoras. La Sección 6 presenta un modelo de decisión de las firmas a exportar que conlleva a una especificación que es estimada. La Sección 7, resume las principales conclusiones y presenta una reflexión final. La lista de referencias es anexada al final del trabajo.

¹ Así, las 10 partidas arancelarias de mayor valor de exportación y/o las 10 empresas que exportan los mayores valores de exportación explican más del 50% del valor total de exportaciones. Adicionalmente, los productos mineros explican más del 60% del valor exportado.

² En el periodo 2002-2010, la tasa de crecimiento promedio anual del valor exportado, la cantidad exportada y los precios fueron respectivamente 20.9%, 6% y 14%.

³ Tello (2012) encuentra que en el periodo 2002-2009, el porcentaje del valor exportado de las nuevas partidas que permanecieron en el mercado con respecto al valor total de las exportaciones no tradicionales fue menos del 2%.

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA MODERNA SOBRE MÉTODOS PARAMÉTRICOS DE ESTIMACIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD FACTORIAL TOTAL⁴

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 pueden usar de información ‘cantidades’ del proceso productivo consistentes con una función de producción o precios consistentes con una función de costos. El 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 producción⁵. 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.

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 producción estocástica:

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

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 ϵ_{it} el término estocástico no controlado por la firma. La especificación de F puede tomar diferentes funciones⁶. La más común y que usaremos para la discusión de los métodos es la función Cobb-Douglas:

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

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 producción⁷. Las variables en

⁴ 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), Akerberg *et al* (2007), y Arnold (2005).

⁵ En estos métodos paramétricos no se incluyen los métodos si bien usan parámetros las estimaciones de la PTF provienen de simulaciones. Por ejemplo, el trabajo de Hsieh & Klenow (2007).

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

⁷ En el caso que $\alpha_{0it} = \alpha_0$, el parámetro puede ser interpretado como el grado de eficiencia promedio de todas las firmas en todos los períodos (Akerberg *et al*, 2007).

logaritmo neperiano son denotadas en letras minúsculas. Así, la ecuación [1.2] se transforma en:

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

Basados en esta ecuación a continuación se ilustra los problemas de estimación y las formas como se han tratado de resolver dichos problemas.

1.1 Sesgo de Simultaneidad o Factores de Producción Endógenos

Marschak & Andrews (1944), Griliches (1957) y Griliches & 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 consiguiente $E[x_{it}; (a_{it} + \varepsilon_{it})] \neq 0$, 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, aplicados en los trabajos de Eslava *et al* (2004) y Blundell & 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 (GMM⁸). En ambos métodos el vector z_{it} de ‘k’ instrumentos requiere estar correlacionado con el vector de ‘p’ 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 (osea que sean sujetos de estimación) es necesario que $k \geq p$.

En el trabajo de Eslava *et al* (2004) la selección de instrumentos fue usando el criterio de Shea (1993a y b). Así, una rama industrial, A, es considerada un adecuado instrumento de la rama B si la rama A demanda un proporción importante del producto de B⁹ y si el output de la rama B (y ramas relacionadas) no representan un costo importante en la producción de A¹⁰. 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 & Bond (1998, 2000) los instrumentos son la diferencia con retardos de los factores de producción¹¹;

El Método de Datos de Panel (Con coeficiente Fijos, EF, o Aleatorios, EA). Por ejemplo aplicados en el trabajo de Isgut *et al* (1999). De acuerdo a Baltagi (1995) y Arnold (2005). Si se asume que los parámetros estructurales (α_{jit}) son iguales entre empresas y tiempo (esto es $\alpha_{jit} = \alpha_j$) entonces el variables productividad a_{it} puede ser estimado con datos de panel asumiendo como fijo o aleatorio para cada empresa y tiempo. Los estimadores serían consistentes;

⁸ Hansen (1982 y 2007) y Hayasi (2000) proveen una discusión completa de método GMM.

⁹ Esta es la condición de relevancia.

¹⁰ Esta es la condición de exogeneidad.

¹¹ 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 periodos cortos de la muestra.

Entre los métodos modernos de afrontar el problema de simultaneidad destaca los trabajos de Levinsohn & Petrin (2003) (denominado método LP), Levinsohn *et al* (2004) y Olley and Pakes (1996) (denominado método OP). Prácticamente la mayoría de estimaciones de productividad a nivel de la firma en los países desarrollado 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 OP¹².

El Método LP. Aplicado por ejemplo en Levinsohn & Petrin (2003) y Van Beveren (2012). LP 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 monótonica 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 ξ_{it} es un error no correlacionado con k_{it} pero puede estar correlacionado con el trabajo l_{it} . Con estos supuestos, LP definen la variable ϕ_{it} tal que la ecuación [1.3] se convierte en:

$$[1.3]' \quad y_{it} = \alpha_{1it} \cdot l_{it} + \phi_{it}(k_{it}; m_{it}) + \varepsilon_{it}; \quad y$$

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

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 [3]' puede ser estimada por MCO reemplazando ϕ_{it} por la ecuación [1.4]'. Note que en esta estimación el parámetro estimado del trabajo, $\alpha_{1it}^e (= \alpha_{1t}^e)$, para todo i y t) es insesgado dado que l_{it} no está correlacionado con ε_{it} .

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

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

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

¹² Akerberg *et al* (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) 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; 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 existe medidas de error de los insumos (factores) de producción; iii) en la práctica las estimaciones del capital son muy bajas produciendo retornos a escala por debajo de uno.

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

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

Note que el estimado del parámetro δ_{00}^e incluye el intercepto de la función de producción, parámetro α_0 . Este parámetro no estaría identificado. Los parámetros δ_{sj}^e son estimados por MCO de la ecuación [1.3]. Note que en [1.6] y [1.7] se asume que los parámetros γ_{kit} y α_{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 introduce la [1.4] en esta con el supuesto de homogeneidad de los parámetros para cada firma y período se tiene:

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

Note que 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:

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

Note 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]¹³. 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 α_2^e y α_3^e pueden ser obtenidos minimizando:

$$[1.11]' \quad \text{Min}_{\alpha_2^e; \alpha_3^e} \sum_{i,t} [(\xi_{it} + \varepsilon_{it}) \cdot Z_{it}]^2$$

LP sugiere dos conjuntos de instrumentos: $Z_{it} = [k_{it}; m_{i(t-1)}]$; $Z_{1it} = [k_{it}; m_{i(t-1)}; l_{i(t-1)}; m_{i(t-2)}; k_{i(t-1)}]$. Los errores estándar de los coeficientes se calculan con la técnica del 'bootstrap'¹⁴.

1.2 Sesgo de Selección de La Muestra o Endogeneidad Por Movimiento de Firmas¹⁵

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 el capital) y la productividad futura condicional a que las firmas continúen en producción lo cual conducirá a sesgos de las estimaciones de los parámetros. Específicamente el sesgo será negativo y el estimador del parámetro del capital sería subestimado. Estudios teóricos (por ejemplo, Jovanovic, 1982 y Hopenhayn, 1992) y empíricos (por ejemplo, Fariñas & Ruano, 2005) sustentan dicha

¹³ El parámetro α_0 no es identificado dado que existe también otra constante en el polinomio de la función ϕ_{it} . Lo que se estima es $(\alpha_0 + \delta_0)$.

¹⁴ La técnica de 'bootstrap' consiste en obtener de la muestra original de datos otras muestras (del mismo tamaño) de la muestra original permitiendo 'reemplazamiento' de los datos obtenidos. Para cada 'muestra' obtenida se estima los parámetros α_k^e y sus errores estándar, σ_{α_k} (Varian, 2005).

¹⁵ El término en inglés es 'endogeneity of attrition'

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) comprende tres etapas. Para ello requieren el supuesto [1.4] y dos supuestos adicionales:

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

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

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

Donde χ_{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 estima 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:

$$[1.14] \quad y_{it} = \alpha_1 \cdot l_{it} + \alpha_3 \cdot m_{it} + \phi_{it}(\text{inv}_{it}; k_{it}; v_{it}) + \varepsilon_{it}; \quad y$$

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

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

Donde, similar al caso anterior (ecuación [1.5]'), ϕ_{it}^e es estimado a través de un polinomio en las variables $(\text{inv}_{it}; k_{it}; v_{it})$. **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 $(\text{inv}_{i(t-1)}; k_{i(t-1)}; v_{i(t-1)})$.

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 continúa en el mercado.

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

Un estimador de $E(a_{it}/a_{i(t-1)}, P_{it})$ sugerido por OP¹⁶ es un polinomio (de grado 2), g , que dependa 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:

$$[1.15]' \quad y_{it} = \alpha_1^e \cdot l_{it} + \alpha_3^e \cdot m_{it} + \alpha_2^e \cdot k_{it} + g(\phi_{i(t-1)}^e - \alpha_2^e \cdot k_{i(t-1)} - \sum_{j=4}^J \alpha_j^e \cdot v_{j(i(t-1))}; P_{it}^e) + \xi_{it} + \varepsilon_{it};$$

En esta ecuación los parámetros a estimar son α_2^e y α_j^e .

¹⁶ Otro estimador para ϕ y la función g (debajo) expuesto por Olley & Pakes (1996) son los estimadores Kernel (por ejemplo, Bierens, 1987).

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 lo explica implicando que el error de la ecuación de producción tenga 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 cuantiles¹⁷ desarrollado por Basset & Koenker (1978 y 1982) y resumidos en Koencker & Hallock (2001) produce estimadores más eficientes que el del MCO en los casos que: i) el supuesto de normalidad de los errores no se cumple; ii) el foco de las estimaciones sean sobre la completa distribución condicional de la variable dependiente y no sobre el promedio de la distribución; iii) existan observaciones muy distantes del promedio o que la distribución sea sesgada hacia las colas. Sea $Q(\tau)$ el cuantil ' τ ' condicional de la variable dependiente, y_{it} y $z_{it}=(1, l_{it}; k_{it}; m_{it})$, tal que:

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

El estimador α_{τ}^c del cuantil $Q(\tau)$ es obtenido de la siguiente optimización (de acuerdo con Basset & Koenker, 1978)

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

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

Ecuación [1.16]' se resuelve con diferentes algoritmos de programación lineal (por ejemplo, los de Koenker & D'Orey, 1987; y Barrodale & 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 & Koenker (1978) para el caso de errores i.i.d (idénticos e independientemente distribuidos)¹⁸, y iii) la estimación directa de la distribución asintótica de errores derivada por ejemplo por Hendricks & 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, Ackerberg *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 $\phi(m,k)$ (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.

¹⁷ Morrison & Yasar (2007) aplicaron este método para el caso de la industria manufacturera de Turquía.

¹⁸ Cabe señalar que la distribución de Basset & 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 and Koenker (1982) and el estimador de la densidad de Kernel (Powell, 1986; Jones, 1992; Buchinsky 1995).

El método ACF sugeridos por Akerberg *et al* (2006) ‘resuelve’ el problema de multicolinealidad si se asume que la función la productividad también dependa del insumo trabajo y que a través de los momentos de los errores con los factores trabajo y capital se identifique 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 será 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 φ probablemente no sean altas y por consiguiente no alteren las estimaciones de los parámetros aunque teóricamente los estimadores sean inconsistentes.

1.5 El Sesgo de Precios y Firmas Multi-Producto

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 insumos¹⁹.

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

Debido a limitaciones de la 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.

¹⁹ Katayama *et al* (2009), De Loecker (2011) y Van Beveren (2012) abordan estos problemas tratando de solucionar dichos sesgos. Eslava *et al* (2004) y Ornaghi (2006) ‘resuelven’ este sesgo usando cantidades de producto y precio de los insumos.

CUADRO 1

Resúmenes de Estimaciones de la PTF de Manufacturas en América Latina

Autor (Año)	País	Muestra y Descripción de metodología	Resultados
Morrison y Semenick (2000)	Perú	i) 1988-1992	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) son maquinaria eléctrica (93.47%), maquinaria no eléctrica (33.34%), químicos básicos (31.3%), plásticos (20.6%). Los que menos crecieron fueron otros alimentos (-7.9%), hierro y metal (-5.66%), y cuero (-3.29%)
		ii) 6473 observaciones con 1295 firmas en promedio para cada año	
		iii) Método no paramétrico denominado Data Envelopment Analysis.	
Gallardo y Arrieta (2000)	Perú	i) 1993-1996	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%).
		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.	
Cabezas (1994)	Perú	i) 1971-1987	Crecimiento promedio de PTF fue 0.16 y -0.37 por métodos tradicional (T) y ajustado por capacidad instalada (A) por la capacidad instalada, respectivamente. Con el método ajustado, el crecimiento promedio de las 5 ramas es negativo. La descomposición por períodos indica que 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).
		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>).	
Veiderpass y Cabezas (1992 y 1994)	Perú	i) 1970-1977 y 1980-1986	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.
		ii) 6 plantas, que conforman toda la industria de cementos	
		iii) Idem ii	
		iv) Método no paramétrico de Data Envelopment Analysis (El crecimiento de la productividad se mide mediante el índice de Malmquist).	
Neumeyer y	Argentina	i) 1997-2002	La PTF tuvo una variación promedio de -3.66% en

CUADRO 1

Resúmenes de Estimaciones de la PTF de Manufacturas en América Latina

Autor (Año)	País	Muestra y Descripción de metodología	Resultados
Sandleris (2010)		ii) 4000 plantas aproximadamente, para todo el período	el período (siendo -10% del 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	Se encuentra una variación negativa promedio de la PTF para Bolivia en el período, siendo este el -9.3%. En el subtotal, tenemos que este es -2.7% para el 88-93, -30.8% para el 94-97 y -38.5% para el 98-01, 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%
		ii) 10781 observaciones, en promedio 771 firmas por año	
		iii) Modelo de Hsieh y Klenow	
Birbuet y Machicado (2009b)	Bolivia	i) 1988-2001	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.
		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.	
Cavalcanti & Rossi (2003)	Brasil	i) 1985-1997	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.
		ii) Empresas de 16 sectores.	
		iii) Método de variables instrumentales (IV), utilizando como instrumentos los precios de los insumos.	
Schor (2004)	Brasil	i) 1986-1998	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 fueron productos de cuero (-4.3%) y productos farmacéuticos (-1.75%) productos minerales no metálicos (-1.71%),
		ii) 37286 observaciones para un panel no balanceado de 4484 firmas	
		iii) Sector manufacturas, dividido en 27 subsectores	
		iv) Método de Levihnson y Petrin (2003)	
deVries (2009)	Brasil	i) 1996-2006	Sólo el 7 por ciento de los beneficios potenciales de la reasignación de recursos se han realizado durante el período de 1996 a 2006. Las ganancias de PTF totales de la reasignación de recursos fueron 257% para 1996 y 2006, y 266% para el 2000.
		ii) 19346 observaciones.	
		iii) Sector minorista a nivel de firmas	
		iv) Método de Hsieh y Klenow (2007)	
Pavcnik	Chile	i) 1979-1986	La PTF agregada de todos los sectores aumentó,

CUADRO 1

Resúmenes de Estimaciones de la PTF de Manufacturas en América Latina

Autor (Año)	País	Muestra y Descripción de metodología	Resultados
(2002)		ii) Todas las empresas manufactureras chilenas con más de 10 trabajadores, siendo 25491 observaciones en total y 4379 plantas	con respecto a 1979, en 19 % en 7 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).
		iii) Método de Olley-Pakes (1996)	
Eslava et al (2004)	Colombia	i) 1982-1998	Se encuentra una variación positiva promedio de la PTF del 1.25% 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 5 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 de encontrarse 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.
		ii) 48114 observaciones	
		iv) Método de variables instrumentales (IV) con los instrumentos propuestos por Shea (1993) y Syverson(2004)	
Camacho y Conover (2010)	Colombia	i) 1988-1998	Las ganancias de 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% (en relación a Estados Unidos).
		ii) 74392 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)	
Calderón y Voicu (2004)	México	i) 1993-2000	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 su 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%.
		ii) Panel desbalanceado 31951 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).	
Casacuberta y	Uruguay	i) 1997-2005	Tasa de crecimiento promedio (ponderada por valor agregado) de la PTF es -0.8%(LP) y -3.8%
		ii) 2254 firmas	

CUADRO 1

Resúmenes de Estimaciones de la PTF de Manufacturas en América Latina

Autor (Año)	País	Muestra y Descripción de metodología	Resultados
Gandelman (2009)		iii) Sectores Manufacturero, Comercio, Restaurantes y Hoteles, Transporte, Bienes inmuebles y el alquiler, Educación, Salud y otros servicios. iv) Método de Levinsohn-Petrin (LP) y de Hsieh y Klenow (la cual estima la PTF física)	(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 el efecto <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%, <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).
Eslava <i>et al.</i> (2010)	Varios	i) 1985-1998 ii) 78355 observaciones ii) 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 micro datos de Colombia y las series macroeconómicas disponibles para el resto de países latinoamericanos.	La PTF son: para 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)	PTF promedio es, en orden, Argentina, 9.99; Chile, 9.45; Colombia, 8.67; México, 8.14; Paraguay, 8.14; Uruguay, 8.06; Ecuador, 8; Perú, 7.86; 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

CUADRO 1

Resúmenes de Estimaciones de la PTF de Manufacturas en América Latina

Autor (Año)	País	Muestra y Descripción de metodología	Resultados
		iii) Método de MCO	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 empresas²⁰; ii) la balanceada de cuatro años (2002, 2005, 2006, 2007) que incluyen a 242 empresas²¹; 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 323 empresas²² con el indicador k_1 con dos años consecutivos (2005-2006 y 2006-2007). En total esta muestra incluye a 641 empresas²³, y iv) la no balanceada de cuatro, tres y dos años la cual incluye a las tres bases anteriores y también tienen 641 empresas²⁴.

Las diferentes muestras de empresas se dividió en 4 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 muestran 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

²⁰ 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).

²¹ En algunas estimaciones donde se usa la variable k_1 el número de empresas es de 243.

²² 150 empresas del período 2005 y 2006 y 173 del período 2006-2005. Con el indicador k_2 las respectivas muestras de cada periodo son 142 y 171 empresas.

²³ En algunas estimaciones donde se usa la variable k_2 el número de empresas es de 631.

²⁴ Estas 641 incluyen 242 empresas (con el indicador de k_2 , ó 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 de los años 2006 y 2007 (para el indicador k_1 y 171 con el indicador k_2).

(que incluye maquinaria y equipo, equipos diversos y vehículos de transporte,) por trabajador, kl_1 y 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 Sva , 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 20 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	N	% VA	% L	Lp
S₁	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	22.70	7.39	556	11	27.86	6.87	1,314	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	1,050	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
S₂	Ramas Manufactureras Ligeras	124	18.44	3.94	984	261	22.85	4.82	571	94	19.26	4.29	1,414	261	26.59	5.71	677
12	Fabricación de textiles	57	28.41	6.56	1,026	95	31.34	7.39	693	48	30.37	7.40	1,374	95	37.29	8.95	840
13	Fabricación de prendas de vestir	19	14.79	4.89	2,227	53	22.18	6.47	1,055	14	15.94	5.10	3,154	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
S₃	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 ³	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

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	N	% VA	% L	Lp
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
S₄	Ramas 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	1,312	15	9.19	6.53	726	6	10.63	6.62	1,840	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 ¹	Sva	Sm	Ex	N	Prod1	Prod2	kl1	kl2 ²	Sva	Sm	Ex
S₁	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
S₂	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	57	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
S₃	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 ³	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

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 ¹	Sva	Sm	Ex	N	Prod1	Prod2	kl1	kl2 ²	Sva	Sm	Ex
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
S₄	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
	Total Manufactura	318	122,992	45,884	103,921	92,181	37.3	2.4	25	641	122,450	44,999	100,026	89,142	36.7	2.6	24

Fuente: INEI (2002, 2005, 2006, 2007, 2010). Elaboración propia. En las estimaciones de kl_2 cabe anotar que la información de k_2 en el panel no balanceado de 3 años y 2 años 11 empresas (5 pertenecen al rubro de manufacturas ligeras, 3 al rubro de ramas intensivas en tecnología y 3 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 3 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
S₁	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	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	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	25	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	403,236	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
S₂	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
S₃	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 ³	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

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
30	Construcción de material de transporte	7	80,339	29,141	56,525	49,179	36.3	1.4	37	17	78,560	29,864	40,141	33,478	38.0	1.4	30
S₄	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	
6	Elaboración de pescado	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	
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
	Total Manufactura	242	118,595	46,842	104,084	92,333	39.5	2.5	25	641	120,017	45,207	99,225	88,773	37.7	2.6	24

Fuente: INEI (2002, 2005, 2006, 2007, 2010). Elaboración propia. En las estimaciones de kl_2 cabe anotar que la información de k_2 en el panel no balanceado de 4,3 y 2 años 11 empresas (5 pertenecen al rubro de manufacturas ligeras, 3 al rubro de ramas intensivas en tecnología y 3 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 4 años, una empresa no contaba con el dato k_2 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 el 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 y 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 OP³⁹, la cual requiere la información de la inversión (inv) las estimaciones sólo han sido factibles para las muestras no balanceadas y 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. Pruebas de hipótesis de Wald (Engel, 1983) de la existencia de retornos constante a escala (esto es que la suma de los coeficientes de los factores de producción sea igual a uno) no reportadas sólo 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 sí 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.

³⁹ Los comandos Stata de LP y OP fueron respectivamente (Levinsohn *et al.*, 2003 y Po *et al.*, 2006):
levpet y, free(l ex D_{t2} D_{t3} D_{S1} D_{S2} D_{S3} T₂₀₀₂₋₂₀₀₇) proxy (m) capital(k) revenue justid reps(100)
opreg y, exit (Salida) state(ex k) proxy(inv) free(1 m D_{t2} D_{t3} D_{S1} D_{S2} D_{S3} T₂₀₀₂₋₂₀₀₇) vce(bootstrap, rep(100))

Cuadro 4
Coefficientes de Regresión de las Estimaciones del Valor Real Producto 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
Dt₂	-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
Dt₃	-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
Ds₁	0.265***	0.413***	100				0.341**	0.510**	100	0.208*	0.270**	75	0.241**	0.409**	100
Ds₂	0.044	0.193**	50				0.162	0.274*	25	0.074	0.128	0	0.051	0.219	0
Ds₃	0.406***	0.566***	100				0.448***	0.595***	100	0.376***	0.485***	100	0.426***	0.598***	100
T₂₀₀₂₋₂₀₀₇	-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						
R²_{adj}	0.843	0.819		0.799	0.814		0.815	0.842							
N_{obs}	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_{regiones}	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_2 . El máximo número de observaciones (1842) corresponde 641 empresas con el indicador k_1 que incluye a 241 empresas con 4 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_2 .

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 muy 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 refuerza 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.

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

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

$$[24] \quad A_{it} = \exp \{ y_{it} - (\alpha_0^e + \alpha_1^e \cdot l_{it} + \alpha_2^e \cdot k_{it} + \alpha_3^e \cdot m_{it}) \};$$

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

$$[25] \quad PTF_{it} = (100 \cdot A_{it}) / A_p; \quad A_p = (\sum_i \sum_t A_{it}) / N; \quad N \text{ es el número de observaciones.}$$

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 muestras⁴⁰. 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 eligió estos coeficientes porque provienen de estimaciones con el 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 la muestra 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;

⁴⁰ 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 242 empresas, 4 años (2002, 2005, 2006, 2007)

Sector	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 ₁	101.19	3.22	123.84	2.09	102.34	2.39	183.42	9.37	106.53	4.04
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	100.58	-1.86	90.18	-5.10	99.44	-4.79	61.77	5.41	99.15	-0.98
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	99.09	-0.34	90.45	-3.15	97.44	-3.95	61.42	9.17	95.06	0.41
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	94.68	-4.39	82.53	-7.03	101.50	-8.07	77.60	5.54	92.87	-3.53
Promedio	98.88	-0.84	100.00	-3.30	100.00	-3.61	96.05	7.37	98.40	-0.02

Fuente: INEI (2002-2007). Elaboración Propia. Las estimaciones de la tasa 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 ramas. La muestra comprende: 20 empresas pequeñas, 98 empresas medianas y 124 empresas 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 358 empresas, 3 años (2002, 2005, 2007)

Sector	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 ₁	95.30	2.26	163.50	9.07	100.12	3.04
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	103.54	-2.35	63.83	6.34	101.73	-1.45
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	98.69	0.71	78.65	10.07	95.68	1.45
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	107.50	-2.15	75.12	8.02	105.60	-1.41
Promedio	101.26	-0.38	95.28	8.38	100.78	0.41

Fuente: INEI (2002-2007). Elaboración Propia. 358 empresas para los años 2002, 2005 y 2007. La muestra cuenta con 114 empresas de las ramas S₁; 131 empresas de las ramas S₂; 88 empresas de las ramas S₃ y 25 empresas de las ramas S₄. La muestra comprende a 40 empresas pequeñas, 167 empresas medianas y 151 empresas grandes. La muestra representa 14.8% del valor agregado real de manufacturas y 5.16% del empleo.

Cuadro 7

Productividad Total Factorial y su tasa de Variación Anual de Acuerdo a la Estimación del VP, Muestra 578 empresas, 2 años (2002, 2007)

Sector	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 ₁	100.18	1.20	215.34	9.21	108.32	2.00
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	104.09	-3.15	34.32	7.00	99.62	-2.20
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	88.49	0.53	66.98	9.19	86.82	1.18
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	113.57	-3.16	43.39	9.55	106.14	-2.20
Promedio	101.58	-1.15	90.01	8.74	100.23	-0.31

Fuente: INEI (2002-2007). Elaboración Propia. La muestra cuenta con 185 empresas de las ramas S₁, 230 empresas de las ramas S₂, 127 empresas de las ramas S₃ y 36 empresas de las ramas S₄. La muestra comprende a 84 empresas pequeñas, 293 empresas medianas y 201 empresas grandes. La representatividad de la muestra en 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

Sectores	Índice de la PTF y Tasa Variación Promedio Anual - Estimación Olley Pakes							
	Pequeñas Emp.		Medianas Emp.		Grandes Emp.		Total	
	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %
Ramas de Transformación de Bienes Primarios, S ₁	85.88	7.12	87.53	0.02	124.28	6.01	106.53	4.04
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	186.28	2.30	93.23	-2.66	92.75	0.06	99.15	-0.98
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	113.58	0.29	85.19	0.69	100.61	0.22	95.06	0.41
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	36.04	2.60	76.83	-8.45	118.52	-2.11	92.87	-3.53
Promedio	105.45	3.08	85.69	-2.60	109.04	-2.11	98.40	-0.02

Fuente: Elaboración propia. La muestra comprende a 242 empresas de 4 años (2002, 2005, 2006, 2007): 74 empresas de las ramas S₁, 94 empresas de las ramas S₂, 57 empresas de las ramas S₃ y 17 empresas de las ramas S₄. La muestra comprende a 20 empresas pequeñas, 98 empresas medianas y 124 empresas grandes.

Cuadro 9
Productividad Total Factorial y su tasa de Variación Promedio Anual de Acuerdo a la Estimación del VP

Sectores	Índice de la PTF y Tasa Variación Promedio Anual - Estimación Olley Pakes							
	Pequeñas Emp.		Medianas Emp.		Grandes Emp.		Total	
	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %
Ramas de Transformación de Bienes Primarios, S ₁	85.08	0.87	75.59	0.47	134.33	5.06	100.12	3.04
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	156.96	0.29	94.56	-2.05	96.94	-0.90	101.73	-1.45
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	95.14	-0.87	86.72	2.47	107.47	0.67	95.68	1.45
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	57.15	1.23	95.56	-6.08	133.45	1.34	105.60	-1.41
Promedio	98.58	0.38	88.11	-1.30	118.05	1.54	100.78	0.41

Fuente: Elaboración propia. Muestra de 358 empresas, 3 años (2002, 2005, 2007): 114 empresas de las ramas S₁, 131 empresas de las ramas S₂, 88 empresas de las ramas S₃ y 25 empresas de las ramas S₄. La muestra comprende 40 empresas pequeñas, 167empresas medianas y 151 empresas grandes.

Cuadro 10

Productividad Total Factorial y su tasa de Variación Anual de Acuerdo a la Estimación del VP

Sectores	Índice de la PTF y Tasa Variación Promedio Anual - Estimación Olley Pakes							
	Pequeñas Emp.		Medianas Emp.		Grandes Emp.		Total	
	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %	Prom	Var %
Ramas de Transformación de Bienes Primarios, S ₁	99.51	-1.33	72.18	0.33	168.23	4.80	108.32	2.00
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	162.17	-6.52	87.61	-1.19	92.40	-1.04	99.62	-2.20
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	92.38	-4.96	77.16	3.30	99.12	0.71	86.82	1.18
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	94.31	-7.41	96.33	-4.66	132.68	2.54	106.14	-2.20
Promedio	112.09	-5.06	83.32	-0.56	123.11	1.75	100.23	-0.31

Fuente: Elaboración propia. Muestra 578 empresas, 2 años (2002, 2007): 185 empresas de las ramas S₁, 230 empresas de las ramas S₂, 127 empresas de las ramas S₃ y 36 empresas de las ramas S₄. La muestra comprende 84 empresas pequeñas, 293 empresas medianas y 201 empresas 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 las respectivas 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 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 reportado a nivel de las muestras de empresas consideradas y las reportadas por PRODUCE (2011) revelan que la capacidad instalada creció en el periodo 2002-2007 en 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 sobre-estimado de la misma forma que la respectiva contribución del capital. Así, el crecimiento del sector manufacturero en el periodo 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 ₂₀₀₂₋₂₀₀₇	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 ₁	9.53	2.16	2.60	1.14	-0.11	-0.50	4.04
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	5.11	3.00	2.58	0.86	-0.13	-0.50	-0.98
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	6.68	4.17	1.46	1.22	-0.12	-0.50	0.41
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	3.13	4.41	1.67	1.06	-0.14	-0.50	-3.53
Promedio	6.11	3.44	2.08	1.07	-0.13	-0.50	-0.02

Fuente. Elaboración propia. La muestra de compone de: 74 empresas de la Industria de bienes primarios, 94 empresas de la Industria manufacturera ligera, 57 empresas de la Industria intensiva en tecnología y 17 empresas de la Industria alimentaria, bebidas y tabaco. La muestra comprende, en promedio, a 20 empresas pequeñas, 98 empresas medianas y 124 empresas 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 ₂₀₀₂₋₂₀₀₇	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 ₁	8.52	2.39	2.18	1.34	-0.12	-0.50	3.04
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	5.62	3.06	2.74	1.67	-0.15	-0.50	-1.45
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	7.81	3.71	1.61	1.54	-0.13	-0.50	1.45
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	4.37	4.57	0.60	1.07	-0.15	-0.50	-1.41
Promedio	6.58	3.43	1.78	1.41	-0.14	-0.50	0.41

Fuente: Elaboración propia. La muestra se compone: 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 ₂₀₀₂₋₂₀₀₇	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 ₁	8.40	2.69	2.41	1.77	-0.13	-0.50	2.00
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	6.03	3.33	3.09	2.19	-0.16	-0.50	-2.20
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	7.22	3.46	1.61	1.53	-0.14	-0.50	1.18
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	5.03	4.56	0.75	2.38	-0.14	-0.50	-2.20
Promedio	6.67	3.51	1.96	1.97	-0.14	-0.50	-0.31

Fuente: Elaboración propia. La muestra comprende: 185 empresas de la Industria de bienes primarios, 230 empresas de la Industria manufacturera ligera, 127 empresas de la Industria intensiva en tecnología y 36 empresas de la Industria alimentaria, bebidas y tabaco. La muestra comprende, en promedio, a 84 empresas pequeñas, 293 empresas medianas y 201 empresas grandes. La muestra comprende, en promedio, a 84 empresas pequeñas, 294 empresas medianas y 201 empresas grandes.

5. EMPRESAS EXPORTADORAS Y PRODUCTIVIDAD

El consenso, al menos para los países industrializados, es que dentro de una industria, las firmas exportadoras tienden a ser más productivas que las firmas no exportadoras (p.e., Bernard *et al* (2007, 2003). Esta sección presenta la evidencia para el caso de empresas manufactureras en el Perú para el período 2002-2007. El Cuadro 14 lista el número de empresas de las tres muestras de panel que se usan para las estimaciones del PTF de las empresas exportadoras y no exportadoras.

Las empresas exportadoras se dividen en cuatro grupos o tipos. El primero, denominado netamente exportadoras (X) son las empresas que exportaron desde inicio de sus operaciones. El segundo son las cuasi exportadoras (CX) que exportaron al menos el 75% de los años desde inicios de operaciones y que en ciertos años no exportaron. El tercero son las medianamente exportadoras (MX) que exportaron entre el 50% y 75% (sin contar estos dos números extremos) de los años desde inicio de operaciones. El cuarto tipo son las recientemente exportadoras las cuales han exportado menos del 50% de los años desde inicios de operaciones de estas empresas. Las empresas no exportadoras nunca exportaron en el periodo de análisis y desde inicios de operaciones.

Cuadro 14
Número de Empresas Exportadoras de la Muestra de Empresas

Tipo de Empresas del período 1993-2007	Panel de 4 Años (242 empresas)	Panel de 3 Años (358 empresas)	Panel de 2 años (578 empresas)
(X) Exportaron todos los años del periodo desde inicio de operaciones	44	63	92
CX Exportaron el 75% de los años del periodo desde inicios de operaciones	60	81	107
MX, Exportaron más del 50% pero menos del 75% de los años del periodo desde inicios de operaciones	40	57	92
RX, exportaron menos del 50% de los años del periodo desde inicio de operaciones	62	89	156
(NX) Nunca exportaron en el periodo desde inicio de operaciones	36	68	131

Fuente: Elaboración propia.

Las Figuras del 1 al 6 muestran los niveles y tasas de crecimiento de la PTF por tipo de empresa y grupo de ramas manufactureras considerando la muestra de 242 empresas⁴¹ y los cuadros del 15 al 20 reportan las fuentes de crecimiento de las empresas exportadoras (tipos X, CX y MX) y las no exportadoras (tipos RX y NX) para las tres muestras usadas en las estimaciones. Las tres muestras indican la robustez de las estimaciones de la PTF por tipo de empresas. Las cifras de los cuadros y figuras indican:

- i) Los niveles del índice de la PTF se incrementan cuanto mayor es el número de años de exportación que tienen las empresas. Así, las empresas netamente exportadoras tienen un mayor nivel de la PTF que las empresas que nunca han exportado. De igual manera, las tasas de crecimiento de las netamente exportadoras fueron mayores (y positivas) que las respectivas tasas de las no exportadoras que además decrecieron sus tasas en el período 2002-2007. Las diferencias en tasas de crecimiento de la PTF para las empresas que exportaron en algunos años desde inicios de operaciones no fueron claras. Una interpretación adicional que muestra estos resultados mostrado en la Figura 1 es que si la empresa exporta directamente (desde inicio de sus operaciones) requiere tener índices altos de PTF. El no tenerlo implica que la firma solo puede competir en el mercado interno;
- ii) A nivel de sectores, las empresas no exportadoras son las que tienen los más bajos índices de productividad en los grupos de ramas intensivas en tecnología y en el de alimentos, bebidas y tabaco. Para estas mismas empresas y ramas las tasas de crecimiento promedio anual de la PTF en el periodo 2002-2007 fueron negativas;
- iii) En el grupo de ramas de procesamientos de productos primarios (en particular de productos mineros) y aquellas intensivas en tecnología, las cuasi exportadoras tuvieron los más altos índices de PTF (para todas las muestras). Solo para el primer grupo de ramas estas firmas tuvieron las segundas tasas de crecimiento promedio anual positivas en el periodo 2002-2007;
- iv) Las netamente exportadoras tuvieron los niveles más altos de los índices de PTF en las ramas de alimentos, bebidas y tabaco, aunque las tasas de crecimiento promedio anual del periodo fueron para todas las muestras negativas;
- v) En dos de las tres muestras, en la ramas de industrias ligeras, las medianamente exportadoras tuvieron los niveles más altos de índice de PTF, aunque las tasa promedio anual de crecimiento para las tres muestras fueron negativas;
- vi) A excepción del grupo de ramas de industria ligera y las intensivas en tecnología, la contribución del crecimiento de la PTF al crecimiento del producto, en todas las muestras de empresas y en los otros dos grupos de ramas, fue mayor para el grupo de empresas exportadoras (X, CX, MX) que el grupo de las no exportadoras (RX, NX). De igual manera, dichas contribuciones para las tres muestras fueron mayores para el grupo de las exportadoras que las no exportadoras.

La asociación clara entre la PTF y las empresas exportadoras y la incidencia de la PTF en las decisiones de exportación de las firmas serán determinadas en la siguiente sección. En esta se analiza los factores que inciden en la decisión de exportar de las firmas.

⁴¹ Los resultados son los mismos para las otras dos muestras de empresas.

Figura 1
Índice y Tasa de Crecimiento de la PTF por Tipo de Exportadora

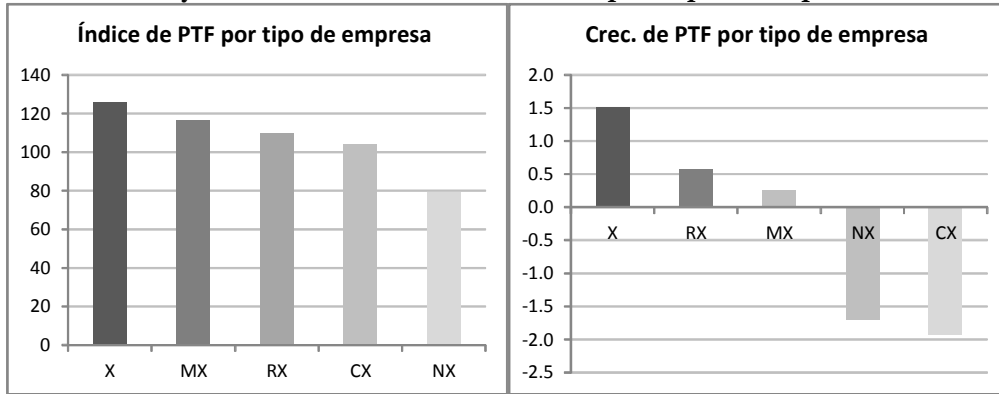


Figura 2
Índice y Tasa de Crecimiento de la PTF por sectores - Exportadoras X

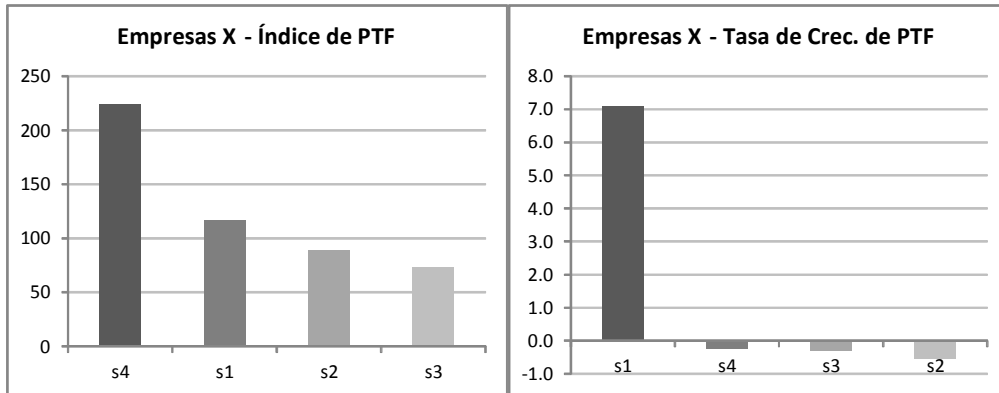


Figura 3
Índice y Tasa de Crecimiento de la PTF por sectores - Exportadoras CX

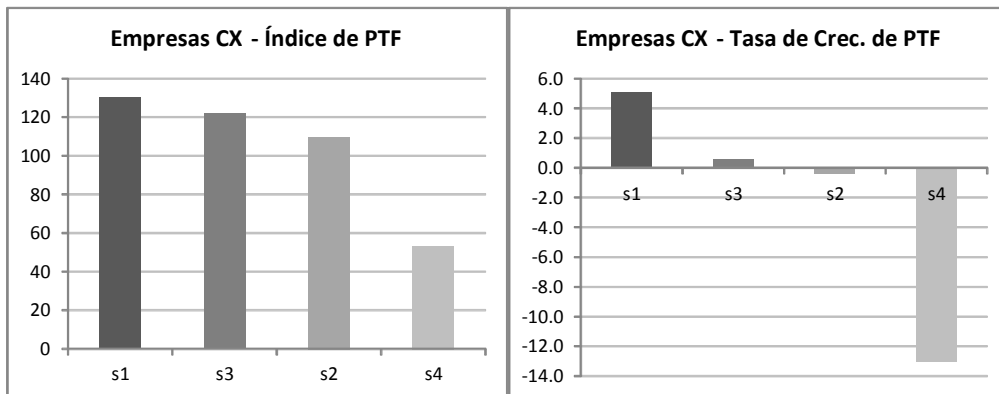


Figura 4
Índice y Tasa de Crecimiento de la PTF por sectores - Exportadoras MX

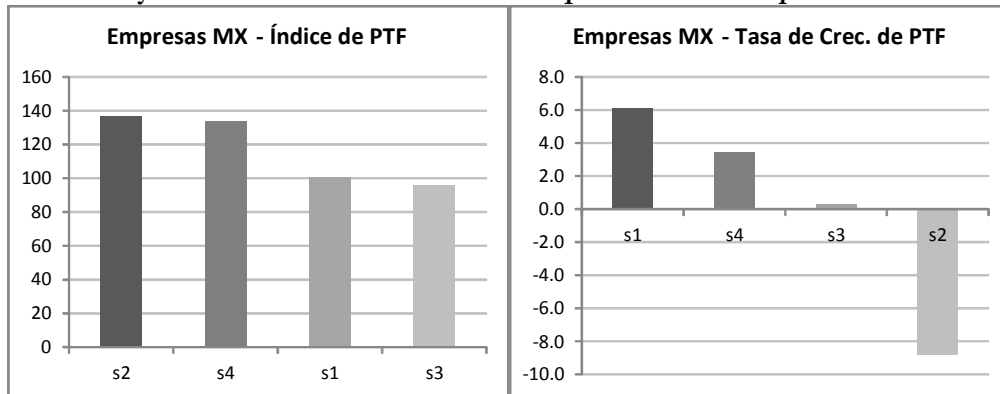


Figura 5
Índice y Tasa de Crecimiento de la PTF por sectores - Exportadoras RX

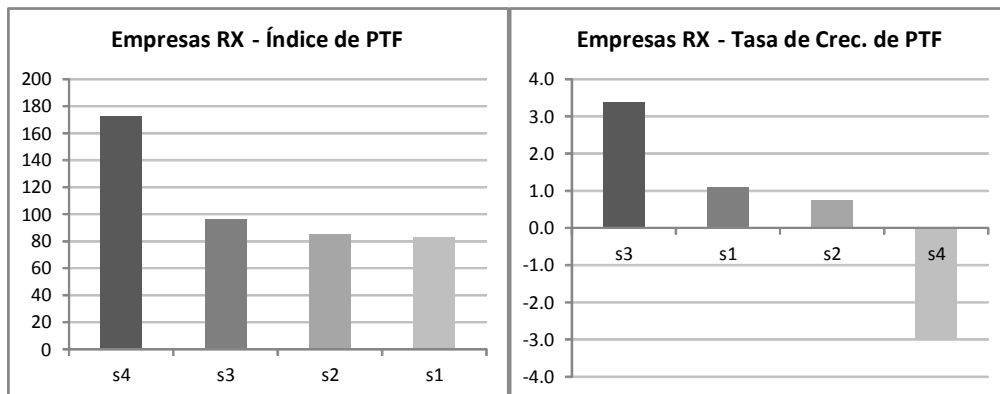
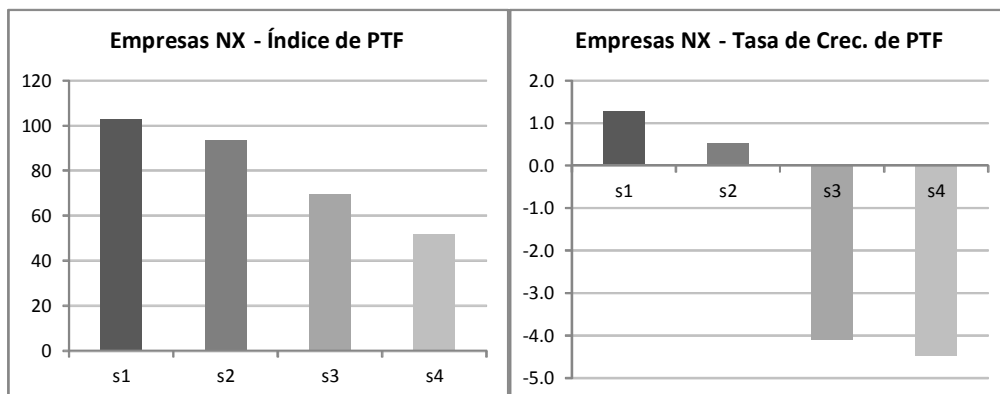


Figura 6
Índice y Tasa de Crecimiento de la PTF por sectores - No Exportadoras



Cuadro 15
Fuentes de Crecimiento del Valor Real de Producción de 144 Empresas Exportadoras, 2002, 2005, 2006 y 2007

Variable	% VP	Contribución de los Factores y PTF					
		k	l	M	exp	T ₂₀₀₂₋₂₀₀₇	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 ₁	10.49	1.82	1.90	1.38	-0.10	-0.50	5.80
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	4.36	3.38	2.56	0.86	-0.14	-0.50	-2.07
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	6.31	3.23	1.98	1.44	-0.12	-0.50	0.21
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	6.02	5.10	2.72	0.64	-0.15	-0.50	-1.57
Promedio	6.79	3.38	2.29	1.08	-0.13	-0.50	0.59

Fuente. Elaboración propia. La muestra comprende los tipos X, CX y MX de firmas y: 46 empresas de la Industria de bienes primarios, 57 empresas de la Industria manufacturera ligera, 37 empresas de la Industria intensiva en tecnología y 4 empresas de la Industria alimentaria, bebidas y tabaco. La muestra comprende, en promedio, a 5 empresas pequeñas, 39 empresas medianas y 100 empresas grandes.

Cuadro 16
Fuentes de Crecimiento del Valor Real de Producción de 98 Empresas No Exportadoras, 2002, 2005, 2006 y 2007

Variable	%VP	Contribución de los Factores y PTF					
		k	L	M	exp	T ₂₀₀₂₋₂₀₀₇	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 ₁	7.96	2.72	3.75	0.75	-0.12	-0.50	1.15
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	6.26	2.41	2.62	0.86	-0.13	-0.50	0.69
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	7.37	5.92	0.49	0.82	-0.13	-0.50	0.76
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	2.24	4.20	1.35	1.19	-0.13	-0.50	-4.14
Promedio	5.96	3.81	2.05	0.91	-0.13	-0.50	-0.38

Fuente: Elaboración propia. La muestra comprende los tipos RX y NX de firmas y: 28 empresas de la Industria de bienes primarios, 37 empresas de la Industria manufacturera ligera, 20 empresas de la Industria intensiva en tecnología y 13 empresas de la Industria alimentaria, bebidas y tabaco. La muestra comprende, en promedio, a 11 empresas pequeñas, 54 empresas medianas y 33 empresas grandes.

Cuadro 17
Fuentes de Crecimiento del Valor Real de Producción de 201 Empresas Exportadoras, 2002, 2005, 2006 y 2007

Variable	% VP	Contribución de los Factores y PTF					
		k	l	M	exp	T ₂₀₀₂₋₂₀₀₇	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 ₁	9.62	2.01	1.85	1.32	-0.11	-0.50	4.90
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	5.43	3.23	3.00	1.10	-0.14	-0.50	-1.51
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	7.49	2.95	1.77	1.67	-0.13	-0.50	1.59
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	8.51	5.49	0.53	0.48	-0.16	-0.50	2.74
Promedio	7.76	3.42	1.79	1.14	-0.13	-0.50	1.93

Fuente: Elaboración propia. La muestra de los tipos X, CX y M de firmas comprende: 62 empresas de la Industria de bienes primarios, 76 empresas de la Industria manufacturera ligera, 55 empresas de la Industria intensiva en tecnología y 8 empresas de la Industria alimentaria, bebidas y tabaco. La muestra comprende, en promedio, a 6 empresas pequeñas, 65 empresas medianas y 130 empresas grandes.

Cuadro 18
Fuentes de Crecimiento del Valor Real de Producción de 157 Empresas No Exportadoras, 2002, 2005, y 2007

Variable	% VP	Contribución de los Factores y PTF					
		k	l	m	exp	T ₂₀₀₂₋₂₀₀₇	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 ₁	7.20	2.86	2.58	1.37	-0.12	-0.50	0.82
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	5.89	2.82	2.37	2.47	-0.15	-0.50	-1.37
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	8.34	4.97	1.35	1.32	-0.13	-0.50	1.22
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	2.41	4.13	0.63	1.35	-0.15	-0.50	-3.37
Promedio	5.96	3.69	1.73	1.63	-0.14	-0.50	-0.67

Fuente: Elaboración propia. La muestra incluye a las firmas de tipo RX y NC y: 52 empresas de la Industria de bienes primarios, 55 empresas de la Industria manufacturera ligera, 33 empresas de la Industria intensiva en tecnología y 17 empresas de la Industria alimentaria, bebidas y tabaco. La muestra comprende, en promedio, a 24 empresas pequeñas, 98 empresas medianas y 35 empresas grandes.

Cuadro 19
Fuentes de Crecimiento del Valor Real de Producción de 291 Empresas Exportadoras, 2002 y 2007

Variable	% VP	Contribución de los Factores y PTF					
		k	l	m	exp	T ₂₀₀₂₋₂₀₀₇	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 ₁	9.00	2.27	2.12	1.50	-0.11	-0.50	3.58
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	5.96	3.25	3.34	1.59	-0.15	-0.50	-1.87
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	5.95	2.94	1.59	1.47	-0.13	-0.50	0.49
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	9.86	5.78	0.36	1.17	-0.15	-0.50	3.37
Promedio	7.69	3.56	1.85	1.43	-0.14	-0.50	1.39

Fuente: Elaboración propia. La muestra incluye a las firmas tipo X, CX y MX y 92 empresas de la Industria de bienes primarios, 115 empresas de la Industria manufacturera ligera, 75 empresas de la Industria intensiva en tecnología y 9 empresas de la Industria alimentaria, bebidas y tabaco. La muestra comprende, en promedio, a 11 empresas pequeñas, 105 empresas medianas y 175 empresas grandes.

Cuadro 20
Fuentes de Crecimiento del Valor Real de Producción de 287 Empresas No Exportadoras, 2002 y 2007

Variable	% VP	Contribución de los Factores y PTF					
		k	l	m	exp	Time ₂₀₀₂₋₂₀₀₇	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 ₁	7.81	3.10	2.69	2.03	-0.14	-0.50	0.44
Ramas manufactureras ligeras, S ₂	6.10	3.40	2.84	2.80	-0.16	-0.50	-2.53
Ramas intensivas en tecnología, S ₃	9.04	4.20	1.63	1.61	-0.14	-0.50	2.18
Ramas de Alimentos, Bebida y Tabaco, S ₄	3.42	4.16	0.88	2.79	-0.14	-0.50	-4.06
Promedio	6.60	3.71	2.01	2.31	-0.15	-0.50	-0.99

Fuente: Elaboración propia. La muestra incluye a las empresas RX y NX y 93 empresas de la Industria de bienes primarios, 115 empresas de la Industria manufacturera ligera, 52 empresas de la Industria intensiva en tecnología y 27 empresas de la Industria alimentaria, bebidas y tabaco. La muestra comprende, en promedio, a 50 empresas pequeñas, 188 empresas medianas y 49 empresas grandes.

6. MODELO DE DECISIÓN DE LAS FIRMAS A EXPORTAR: ESPECIFICACIÓN, ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

A consecuencia de la disponibilidad de información de datos de panel de firmas exportadoras en los países desarrollados y algunos en desarrollo y la ausencia de ella en el caso de los países en desarrollo incluyendo el Perú, la literatura empírica sobre la decisión de las firmas de exportar es relativamente abundante para el primer grupo de países. Resúmenes de esta literatura son provistos por Bernard *et al* (2007, 2003) y Bartelsman *et al* (2000) y Syverson (2011). Dos de los principales resultados de esta literatura son, por un lado, que entre principales factores asociados a la decisión a exportar se encuentran los costos hundidos de entrar al mercado de exportación relacionados a gastos en investigación y desarrollo (I&D) y los costos de información de las fuentes de demanda. Políticas que promocionan exportaciones vía transferencias directas a las firmas no han influenciado la entrada de estas en los mercados de exportación. De otro lado, las firmas exportadoras son más productivas no como resultado de la exportación sino porque siendo productivas pueden superar los costos de entrar a los mercados de exportación.

Tres trabajos relacionados a la decisión de las firmas de exportar para el caso peruano son los de León (2006 y 2010) y Volpe y Carballo (2008). Los resultados relevantes de estos trabajos fueron: i) que la promoción de exportaciones auspiciados por PROMPEX (Comisión para la Promoción de Exportaciones) en el periodo 2001-2005 ha ayudado efectivamente a expandir el número de mercados de destinos y productos de las firmas exportadoras aunque no ha incidido en el monto exportado por cada firma, y ii) que el capital humano de los dueños de la empresa y de los trabajadores que se capacitan en exportaciones, y la experiencia empresarial incidieron en la probabilidad de exportar de las firmas. El primer factor también incidió sobre la participación de las ventas de exportación del total de ventas. El tamaño de la empresa incidió sobre ambas variables.

A diferencia de las modelos ad-hoc usados en estos tres estudios sobre el Perú y basado en un modelo estructural de decisión de la firma a exportar desarrollado por Tybout & Roberts (1997) (aplicados por ellos mismos para Colombia y por Bernard & Jensen, 2004, para los Estados Unidos), esta sección estima la incidencia de: i) los costos hundidos de entrada, ii) las características productiva y heterogeneidad de las empresas, iii) los incentivos del mercado y del gobierno (tales como el tipo de cambio real y el Drawback), y iv) la productividad de las empresas sobre las decisiones de exportación de las firmas manufactureras en el Perú. La sub-sección siguiente describe el modelo y la especificación a ser estimada y la subsiguiente describe de forma resumida los métodos de estimación y reporta los resultados de las estimaciones.

6.1 EL MODELO DE DECISIÓN DE LAS FIRMAS A EXPORTAR Y ESPECIFICACIÓN

El modelo estructural de Tybout y Roberts (1997) se basa en las hipótesis de histéresis y costos de entrada (hundidos) propuestas en los modelos de Baldwin (1989 y 1988), Baldwin & Krugman (1989) y Dixit (1989a y b). El hecho estilizado que tratan de explicar los modelos de estos tres últimos autores es que la respuesta de la oferta exportable ante ‘incentivos de mercado o del gobierno’ (tales como el tipo de cambio real y la políticas de promoción de exportaciones) varía de acuerdo al país y tiempo en que se analiza dicha respuesta. En ciertos periodos (o países) la cantidad exportable responde a dichos

incentivos en otros no responde. Este hecho también se corrobora en el caso peruano⁴². La respuesta provista por dichos autores es la existencia de los costos de entrada (hundidos) que se requieren para exportar⁴³. Así, por ejemplo, bajo condiciones estables y propicias de mercado (o por incentivos del gobierno) las empresas pueden incurrir en estos costos y entrar al mercado de exportación. Cuando estas condiciones desaparecen debido a incertidumbres, las empresas no necesariamente salen del mercado de exportación por la existencia de costos de salida, produciendo el fenómeno de ‘histéresis’. Lo contrario también puede ocurrir. Si la percepción futura es a que las condiciones serán favorables, las empresas pueden incurrir en esos costos de entrada a pesar de que las condiciones del presente no sean favorables a la exportación.

Tybout y Roberts (1997) se basan en esta hipótesis y formulan un modelo para evaluar la validez de la hipótesis de los costos de entrada. Ellos parten de la función $\pi_i(x_i)$ correspondientes a los beneficios adicionales de la empresa ‘i’ que se generaría por la entrada al mercado de exportación. x_i es el vector de variables que determinan (afectan) a dichos beneficios. Consideran además dos costos hundidos: el inicial de entrada al mercado de exportación, S_{0i} y los costos de reingresar al mercado S_{ki} donde ‘k’ es el período último donde la firma exportó. Tomando estos costos, los beneficios adicionales de exportación por exportar en el período ‘t’ sería $\pi_{it}-S_{ki}$. Si la empresa sale del mercado de exportación en el período ‘t’, los beneficios que pierde serían $-B_{it}$. Considerando la experiencia de entrada y salidas de la actividad de exportación, la función de beneficios para la empresa en un determinado período es:

$$[6.1] \quad R_{it} = D_{it} \cdot [\pi_{it} - S_{0i} \cdot (1 - D_{i(t-1)}) - \sum_{k=2}^{a_i} (S_{ki} - S_{0i}) \cdot Dh_{i(t-k)}] - B_{it} \cdot D_{i(t-1)} \cdot (1 - D_{it});$$

$$Dh_{i(t-k)} = D_{i(t-k)} \cdot \prod_{j=1}^{k-1} (1 - D_{i(t-j)});$$

Donde a_i es la edad de exportación de la empresa, $D_{i(t-k)}$ es un variable binaria que toma el valor de uno si la firma exporta en el período ‘t-k’ y cero si no lo hace; $Dh_{i(t-k)}$ es la experiencia más reciente de exportación de la firma. $Dh_{i(t-k)}=1$ si el último año que exportó fue ‘k’ (≥ 2) períodos antes que el período ‘t’ y cero de otra manera. Así por ejemplo, si una empresa exporta por primera vez en el período $t=0$, los valores de $D_{i(t-k)}$ y $Dh_{i(t-k)}$ serían todos cero para $k \geq 1$ y $R_{i0} = \pi_{i0} - S_{0i}$. Si, de otro lado, si el año más reciente que exportó fue 2 años antes que el periodo actual (esto es $k=2$) y decidió re-exportar en el período $t=0$ entonces $D_{i(-1)}=0$ y $D_{h(-2)}=1$. En ese caso, $R_{i0} = [\pi_{i0} - S_{ki}]$. Finalmente si firma decide salir del mercado de exportación habiendo exportado desde dos años al periodo actual $t=0$, entonces, $D_{i(-1)}=1$ y $D_{h(-2)}=0$ (note que el año más reciente que exportó es en el período ‘-1’ y no en el periodo ‘-2’). En ese caso $R_{i0} = -B_{i0}$.

La empresa ‘i’ en el período ‘t’ decide en el conjunto de períodos en el futuro $D_{i(t+k)}$ ($k > 0$) de exportación maximizando el valor esperado futuro de los beneficios de exportación, V_{it} dada el conjunto de información Ω_{it} . Esto es:

⁴² Así por ejemplo, en el período 2002-2010, los tipos de cambio real multilateral (con respecto a las monedas de 20 países) y bilateral (con respecto al dólar) decrecieron a una tasa promedio anual de -0.6% y -2.4% respectivamente. En contraste, la cantidad exportable creció a una tasa de 6%.

⁴³ Estos costos incluyen: los de información, I&D, marketing, etc.

$$[6.2] \quad V_{it}(\Omega_{it}) = \text{Max}_{D_{i(t+k)}} \sum_{k=t}^{\infty} \delta^{(k-t)} E(R_{ik}/\Omega_{it});$$

Donde δ es la tasa inter-temporal de descuento y $E(\cdot)$ es el operador de la esperanza matemática. Aplicando la descomposición de la ecuación de Bellman (1957, 1952), el problema en [6.2] puede ser visto como la decisión separada de los beneficios en los períodos 't' y 't+1', entonces una firma 'i' decidirá exportar en el período si:

$$[6.3] \quad \pi_{it}(x_{it}) + \delta \cdot [E(V_{i(t+1)}(\Omega_{i(t+1)})/D_{it}=1) - E(V_{i(t+1)}(\Omega_{i(t+1)})/D_{it}=0)] \geq S_{0i} - (S_{0i} + B_i) D_{i(t-1)} - \sum_{k=2}^{a_i} (S_{ki} - S_{0i}) Dh_{i(t-k)}$$

Donde $-(S_{0i} + B_i)$ es la suma del costo inicial de entrada más el costo de salir del mercado externo de la firma en el período corriente. Dixit (1989a) denominó este término como la banda de histéresis. La ecuación [6.3] puede ser reescrita en función de la variable latente de los beneficios adicionales de exportación, π^*_{it} . Entonces:

$$[6.4] \quad \pi^*_{it} \geq S_{0i} - (S_{0i} + X_i) D_{i(t-1)} - \sum_{k=2}^{a_i} (S_{ki} - S_{0i}) Dh_{i(t-k)}; \text{ donde}$$

$$\pi^*_{it} = \pi_{it}(x_{it}) + \delta \cdot [E(V_{i(t+1)}(\Omega_{i(t+1)})/D_{it}=1) - E(V_{i(t+1)}(\Omega_{i(t+1)})/D_{it}=0)]; \text{ o}$$

$$[6.4]' \quad (\pi^*_{it} - S_{0i}) + (S_{0i} + X_i) D_{i(t-1)} + \sum_{k=2}^{a_i} (S_{ki} - S_{0i}) Dh_{i(t-k)} \geq 0$$

Esta última ecuación es la que sirve de base para la estimación y verificación de la hipótesis de los costos de entrada y salida de exportación y el resto de variables que caracterizan a las firmas. Una forma de estimar [6.4]' es asumiendo una función específica para la función de beneficios. Otra alternativa es usar una ecuación reducida para $(\pi^*_{it} - S_{0i})$. Al igual que Tybout & Roberts *et al* (1997), dicha alternativa es la que se usa. La ecuación reducida es especificada en la ecuación [6.5]:

$$[6.5] \quad \pi^*_{it} - S_{0i} = Z_{it} \beta + \epsilon_{it}; \quad t=2002, 2005, 2006, 2007;$$

Donde Z_{it} es el vector de características productivas de las firmas y variables de mercado que afecta a los beneficios de las firmas; y ϵ_{it} es el término de error. Para poder identificar los parámetros de la ecuación [6.5] tres supuestos adicionales son necesarios. El primero que independientemente del año que entran a exportar las firmas, el costo de entrada hundido inicial es el mismo para todas las firmas. Esto es $S_{0i} = S_0$. Segundo, que todas las firmas tienen el mismo costo de reingresar al mercado de exportación, esto es $S_{ki} = S_k$. Tercero que todas las firmas tienen el mismo costo de salir del mercado. Esto es $B_i = B$. Sea $\gamma_0 = S_0 + B$ y $\gamma_k = S_k - S_0$ y reemplazando todos estos supuestos y la ecuación [6.5] en [6.4], se tiene el siguiente modelo de variable discretas dinámicas:

$$[6.6] \quad D_{it} = 1, \text{ si } 0 \leq Z_{it} \beta + \gamma_0 \cdot D_{i(t-1)} + \sum_{k=2}^{a_i} \gamma_k \cdot Dh_{i(t-k)} + \epsilon_{it}$$

$$= 0, \text{ en caso contrario.}$$

Si los costos de entrada (hundidos), los de salida y los de re-exportación son cero entonces la decisión de exportar no dependería de dichos costos. La prueba estadística para esta hipótesis es que $\gamma_0 = \gamma_k = 0$, para todo k. Note además si $\gamma_k = 0$, para todo k, entonces los

costos de entrada son iguales a los costos de re-exportación. La variable discreta de exportación, D_{it} es obtenida de la SUNAT (2012) para el periodo 1995-2008. Esto implica que a_i asumido igual para todas las empresas es igual a 8.

La introducción de las variables de control permite evaluar una serie de características de las firmas y de políticas de promoción a que las empresas exporten. Las tres más relevantes son la productividad total factorial (PTF, estimada en las secciones cuatro y cinco) del primero grupo de características y los incentivos del tipo de cambio real (multilateral, TCR, BCRP, 2012) y el 'Drawback'⁴⁴ del segundo grupo de variable. Diversos modelos teóricos (p.e., Melitz, 2003, Helpman *et al* 2004 y Chaney, 2008) postulan la hipótesis de las firmas deciden exportar si es que alcanzan un mínimo de productividad. Dicha hipótesis es verificada incluyendo en Z_{it} la variable productividad con un rezago. De igual manera, la decisión de la firma de continuar exportando puede depender de los incentivos del mercado asociados al tipo de cambio real y al 'Drawack'. Esta proposición también es verificada si en incluye en Z_{it} las dos variables con un rezago.

Otras variables incluidas con un período de rezago en Z_{it} son:

- i) el ratio capital-trabajo, k , (definido como el valor real de maquinaria y equipo, equipos diversos y vehículos de transporte por trabajador, en soles de 1994). Esta variable indica si empresas con mayor (o menor) intensidad en el uso del capital relativo al trabajo conducen o no a una mayor probabilidad de que la empresa exporte;
- ii) el grado de procesamiento, S_{va} (medido por la participación de valor agregado del valor bruto de producción). Esta variable indica si las empresas con mayor (o menor) grado de procesamiento tienen una mayor probabilidad de exportar;
- iii) el tamaño de la firma (medido por el rango en número de trabajadores). Esta variable discreta representada por D_{Ti} es la usada en la sección 4;
- iv) la participación del valor agregado de la firma del valor agregado total de la rama a la cual pertenece, PM . Esta variable indica si participación de las firmas en el mercado, induce o no a una mayor probabilidad de exportar;
- v) el índice del número de productos de exportación, $IDIV$ ⁴⁵. Esta variable indica si la diversificación de productos de exportación promueve o no a que las firmas se mantengan en el mercado de exportación.
- vi) los años de experiencia de las empresas, exp , desde el inicio de sus operaciones. Esta variable indica si experiencia incide o no sobre la probabilidad de que las firmas participen en los mercados internacionales.

También el vector Z_{it} incluye las variables discretas. D_{Si} , de acuerdo a los 4 grupos de ramas manufactureras definidas en la sección 4.

⁴⁴ Denominado 'Restitución de los Derechos Arancelarios'. La tasa actual es del 5% del valor fob de exportación y originado por los aranceles pagados por la importación de materias primas, insumos, productos intermedios y partes o piezas incorporados en la producción del bien exportado. Este incentivo data desde 1995 (Decreto Supremo. 104-95-EF, 23/06/95). Esta variable es una variable multiplicativa $Draw.TCR$. Si una firma recibe Drawback el período (t-1) entonces $Draw.TCR=TCR$ caso contrario esta variable es cero.

⁴⁵ $IDIV=n_{it}*100/Max \{n_{it}\}$. Donde n_{it} es el número de partidas de exportación de la firma 'i' en el período 't', y el denominador es el número máximo de partidas de todas las firmas y períodos. Esta variable es obtenida para el período 1993-2008 de la SUNAT (2012).

6.2 MÉTODOS DE ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

Desde la perspectiva econométrica la especificación a estimar tiene dos características singulares. La primera que los datos a usar son de panel (series de tiempo para los años 2002, 2005, 2006, 2007 con series de datos transversal, muestra de 242 empresas⁴⁶) la cual incorpora variables específicas a las firmas y no incluidas en las variables de control Z_{it} ⁴⁷, y la segunda que entre las variables ‘independientes’ se tiene las variables dependientes con rezagos. A este tipo de ‘modelos econométricos’ la literatura los denomina modelos discretos (p.e., probit or logit) dinámicos (p.e, Heckman, 1981b) o modelos de ‘heterogeneidad y estado dependientes’ (p.e., Heckman, 1981a⁴⁸). Dado el corto período de la muestra (de cuatro años), los métodos de estimación aplicados a la especificación [6.6] son cuatro⁴⁹. Los coeficientes estimados de estos cuatro métodos se listan en el Cuadro 21.

El primer método es el estándar Probit de panel (p.e., Maddala, 1983) donde no se toma en cuenta las dos características singulares de la ecuación [6.6]: Esto es la heterogeneidad de las firmas debido a variables no incluidas en la especificación (p.e., como la calidad de los productos exportados por las firmas y la capacidad de gerencia de las empresas) ni las consecuencias de incluir la variable dependiente con rezagos⁵⁰.

El segundo es el método de probit con efectos aleatorios (Prob-EA) el cual considera efectos aleatorios específicos a las firmas. Consecuentemente, en la ecuación [6.6], el error estocástico es igual a: $\varepsilon_{it} = v_i + \omega_{it}$. Donde v_i es el efecto aleatorio específico a la firma ‘i’ y ω_{it} es el ‘nuevo’ error estocástico⁵¹. El método calcula los estimadores de β con la función de verosimilitud del efecto aleatorio v_i asumiendo una función normal estándar con varianza σ_v^2 . De igual manera se asume una función normal estándar para el error ω_{it} siendo cero el valor esperado y varianza unitaria. Otro dos supuestos necesarios para la estimación realizada son que los efectos aleatorios, v_i no estén correlacionados con las variables Z_{it} . Note, sin embargo que la correlación de los efectos aleatorios entre empresas distintas ($i \neq j$) llamada equicorrelación para un mismo período es igual a $\rho = \sigma_v^2 / (\sigma_v^2 + 1)$ ⁵² y que la observación inicial D_{it0} sea exógena.

⁴⁶ Los métodos reportados solo admiten panel de datos balanceados. Las características de esta muestra están reportadas en la Sección 2.

⁴⁷ Los promedios y las desviaciones estándar de estas variables se reportan en el Anexo 1.

⁴⁸ Eckstein & Wolpin (1989) y Rust (1997) summarize the literature on estimating structural dynamic models of discrete choice.

⁴⁹ Dos métodos adicionales no reportados fueron realizados. Estos corresponden al Máximo Simulado de Verosimilitud (MSV) desarrollados por Gourieroux & Monfont (1996) y Cameron & Trivedi (2005), los cuales se basan en el GHK algorithm (debido a Geweke, 1989; Hajivassiliou & McFadden, 1998; y Keane 1994). Gates (2006) desarrolla el GHK algoritmo en Stata. Los resultados de los dos métodos con o sin autocorrelación de los errores corrigiendo las condiciones iniciales de Heckman (1981c) son similares a los resultados de los 4 métodos reportados en el Cuadro 21. La diferencia, por el periodo corto de la muestra es que con los dos MSV métodos no se estiman los coeficientes Dh_j para $j=3$ a 8.

⁵⁰ El comando de Stata usado es:

```
probit D D_1 Dh2 Dh3 Dh4 Dh5 Dh6 Dh7 Dh8 PTF k Sva Idiv D2 D3 Ds1 Ds2 PM TCR Draw.TCR ex if m4==1. (Ver STATA, 2011 para detalles).
```

⁵¹ El comando Stata usado es:

```
xtprobit D D_1 Dh2 Dh3 Dh4 Dh5 Dh6 Dh7 Dh8 PTF k Sva Idiv D2 D3 Ds1 Ds2 PM TCR Draw.TCR ex if m4==1, intmethod(ghermite) intpoints(24).
```

Donde `intmethod(ghermite)` indica que el método de aproximación de la función de verosimilitud usa una cuadratura hermite gaussiana y `intpoints(24)`: indica el número de puntos de la cuadratura.

⁵² La prueba del ratio de verosimilitud de la hipótesis nula que $\rho=0$ fue rechazada en la estimación reportada en el Cuadro 21.

Los dos últimos métodos (Woold.1 y Woold.2) debido a Wooldridge (2005) y Miranda (2007) respectivamente consideran ambas características singulares de la especificación [6.6]. Sin embargo, estas características conllevan el problema de las condiciones iniciales formuladas por Heckman (1981c). Dado que D_{it} depende de las características no observables de las firmas v_i y de $D_{i(t-1)}$ entonces existirá correlación entre estas variables produciendo inconsistencias en la estimación del método anterior.

La solución usual en esos casos es maximizar la función de verosimilitud de la probabilidad conjunta del conjunto de variables conjuntas que tienen dos componentes: el primero la probabilidad de la primera observación y la segunda la probabilidad de todas las observaciones restantes. En la primera observación se asume que esta depende de los efectos aleatorios de las empresas y una serie de variables exógenas. Los distintos métodos se derivan del conjunto de variables exógenas que se utilizan (p.e., Stewart, 2006). Wooldridge (2005), sin embargo, propone un método alternativo, el cual estima los parámetros de la especificación [6.6] con la función de verosimilitud condicional a la observación inicial.

Wooldridge (2005) introduce además que el supuesto que los efectos aleatorios específicos a las firmas, v_i , siguen una normal con varianza σ_v^2 y esperanza matemática igual a una ecuación 'lineal' que depende de la variable dependiente en el período inicial (D_{i0}), las variables estrictamente exógenas (de Z_{it}) de todos los períodos las cuales no incluyan variables discretas binarias ('dummies') o no binarias que no cambien para cualquier período para todas las firmas i ⁵³. Por fines de computación del comando Stata, esta función lineal es adicionada a la especificación [6.6]⁵⁴. De otro lado, Miranda (2007) usa el mismo método de Wooldridge (2005) pero reemplaza a las variables estrictamente exógenas de todos los períodos por los promedios de cada variable a través del tiempo⁵⁵. Estos dos métodos producen estimaciones consistentes de los coeficientes de la especificación [6.6].

De los resultados de estos cuatro métodos reportados en el Cuadro 21 y de los p-values de las pruebas de hipótesis de Wald (p.e, Engle, 1983)⁵⁶ listados en el Cuadro 22 se derivan las siguientes hipótesis⁵⁷:

H1: *“Consistentes con los nuevos modelos teóricos de exportación, la decisión de exportar de las firmas manufactureras en el Perú dependen entre otros factores: de los costos hundidos de entrada al mercado de*

⁵³ En el caso de [6.6], para cada firma i y cada variable estrictamente exógena está asociada a cuatro parámetros para los años 2002, 2005, 2006 y 2007.

⁵⁴ El comando Stata usado es:

`xtprobit D D_1 Dh2 Dh3 Dh4 Dh5 Dh6 Dh7 Dh8 PTF k Sva Idiv D12 D13 D15 D16 PM TCR Draw.TCR ex D0 X 0if m4==1, intmethod(ghermite) intpoints(24).`

Donde X considera a las siguientes variables para todos los períodos: D_h , PTF, k, Sva, Idiv, PM y Draw.TCR y no incluyen a las variables discretas de tamaño y grupo de rama manufacturera. `intmethod(ghermite)`: indica que el método de aproximación de la función de verosimilitud usa una cuadratura hermite gaussiana `intpoints(24)`: indica el número de puntos de la cuadratura.

⁵⁵ El comando es similar al anterior con la diferencia que X es reemplazado por X_p , los promedios (a través del tiempo) de las variables descritas en el pie de página anterior.

⁵⁶ Estas pruebas estadísticas contrastan las hipótesis nulas (H_0) de que los coeficientes D_{hk} sean todos cero y que el coeficiente de la variable rezagada D_{t-1} sea iguales a los coeficientes D_{hk} , todos ellos iguales a cero.

⁵⁷ El Cuadro 21 también incluye el test de Pearson de bondad de ajuste. El rechazo estadístico de la hipótesis nula pueden indicar entre otros factores: i) las limitaciones de las pruebas debido al tamaño pequeño de la muestra; ii) la importancia de otros factores no considerados en el vector Z_{it} ; y iii) la posibilidad de que la función asumida no sea normal. Todos estos aspectos motivan investigaciones futuras que aborden estas limitaciones.

exportación o de re-exportación (en el caso que dejen de exportar por lo menos un año luego de su entrada en dicho mercado) y de un nivel mínimo de productividad factorial total”.

Para los ocho vectores de coeficientes estimados, los coeficientes de las variables D_{t-1} , D_{h2} y D_{h3} fueron estadísticamente significativos indicando la relevancia de los costos de entrada y de re-exportación en por lo menos los primeros 4 años de tomada la decisión de exportar. Para la muestra de empresas también resultaron significativos los coeficientes con rezagos mayores a 3, indicando que para algunas firmas sus experiencias de exportación de más de 4 años hacia atrás pueden también influenciar sus decisiones de presentes de exportación.

Del mismo modo, el coeficiente de un año de rezago de la PTF es estadísticamente significativo para los cuatro métodos de estimación y para el respectivo de la productividad laboral lo fue para dos de los cuatro métodos. La interpretación de asumida en H1, es que las firmas requieren un nivel mínimo de PTF para exportar, luego que ellas lo consiguen, este nivel incrementa la probabilidad de que las firmas exporten. Los resultados de la sección anterior también son consistentes con esta interpretación dado que los niveles y tasas de la PTF fueron mayores para las empresas exportadoras y no exportadoras. De otro lado, estimaciones no reportadoras indicaron que cuando la PTF con un rezago es cambiada al año actual los coeficientes no resultaron estadísticamente significativos. Un alternativa interpretación de los resultados es que simplemente el nivel de PTF importa en la decisión de exportar.

H2: *“Contrario a las tesis de promoción de exportación vías incentivos del mercado, la evidencia para las empresas manufactureras del Perú señalan por un lado, que el tipo de cambio real no incentiva a las firmas a participar en el mercado de exportación, y de otro lado, que el incentivo del Drawback no necesariamente incrementa la decisión de re-exportar de las firmas”*

El signo negativo de los coeficientes del TCR y su significancia estadística en seis de los 8 vectores coeficientes reportados en el Cuadro 20 revelan que las empresas manufactureras son relativamente afectadas más por los efectos costos (por los insumos importados) que por los efectos ingresos del tipo cambio real. Esta conjetura es consistente con el bajo nivel de procesamiento de dichas empresas. De otro lado, el coeficiente positivo del Drawback (Draw.TCR) y estadísticamente significativo en la mitad de las estimaciones sugiere que este instrumento si bien puede haber ‘incentivado’ a continuar exportando a las empresas que en el año anterior recibieron este ‘subsidio’, su efecto es contrarrestado por los efectos costos del TCR⁵⁸

H3: *“El grado de procesamiento de los productos, la intensidad de uso del capital relativo al trabajo, el ‘poder del mercado’ (medido por la participación del valor agregado de la firma con respecto al valor agregado total de la rama manufacturera relevante), y los años de experiencia de las firmas no parecen incidir de forma estadísticamente significativa sobre las decisiones de las firmas en exportar. De otro lado, las firmas de tamaño grande (de 100 a más trabajadores) y las que pertenecen a las ramas de procesamientos de materias primas y las intensivas en tecnología incrementan la probabilidad de que las firmas participen en los mercados internacionales”.*

Las pruebas estadísticas de los coeficientes de las variables citadas en H3 y reportadas en el Cuadro 22 sustentan esta hipótesis.

⁵⁸ Note que si la empresa recibió el Drawback en el periodo (t-1) entonces el efecto del tipo de cambio real sería la suma del coeficiente del TCR más el coeficiente de la variable Draw.TCR. Dicha suma es negativa en las ocho estimaciones presentadas.

H4: *“La incidencia de la diversificación de los productos de exportación sobre la decisión de exportación de las firmas, si bien positiva no parece ser robusta ante los diferentes métodos realizados.”*

Así, en cuatro de las ocho estimaciones reportadas en el Cuadro 21 el índice de diversificación es estadísticamente significativo.

Cuadro 21
Probit Dinámico de la Participación de las Firmas en la Exportación

	Usando Productividad Total Factorial				Usando Productividad Laboral			
	Probit	Prob-EA	Woold.1	Woold.2	Probit	Prob-EA	Woold.1	Woold.2
D_{t-1}	2.051*** (0.205)	2.066*** (0.243)	1.891*** (0.373)	2.201*** (0.340)	2.031*** (0.205)	2.042*** (0.241)	1.894*** (0.366)	2.182*** (0.339)
D_{h2}	0.992*** (0.270)	1.173*** (0.318)	1.405*** (0.459)	1.671*** (0.437)	0.966*** (0.271)	1.137*** (0.317)	1.398*** (0.453)	1.666*** (0.439)
D_{h3}	0.743** (0.299)	0.866** (0.346)	1.310** (0.552)	1.620*** (0.526)	0.733** (0.299)	0.843** (0.344)	1.261** (0.553)	1.601*** (0.531)
D_{h4}	0.174 (0.442)	0.146 (0.527)	0.389 (0.872)	0.555 (0.875)	0.226 (0.440)	0.203 (0.520)	0.529 (0.848)	0.742 (0.856)
D_{h5}	0.406 (0.423)	0.540 (0.482)	1.430** (0.695)	1.655** (0.671)	0.396 (0.422)	0.514 (0.478)	1.355* (0.693)	1.554** (0.672)
D_{h6}	-0.151 (0.553)	0.108 (0.612)	2.082** (1.040)	2.455** (1.034)	-0.233 (0.561)	-0.004 (0.617)	2.021* (1.050)	2.383** (1.053)
D_{h7}	1.047** (0.516)	1.326** (0.599)	10.19 (214,916)	10.482 (173,003)	1.089** (0.518)	1.352** (0.600)	10.051 (152,208)	10.324 (118,125)
D_{h3}	0.700 (0.534)	0.874 (0.617)	9.543 (677,224)	9.527 (686,738)	0.746 (0.536)	0.914 (0.616)	8.935 (330,205)	9.355 (330,565)
PTF_{t-1}/Prod_{t-1}	0.002* (0.001)	0.003* (0.002)	0.008* (0.004)	0.007** (0.003)	5.820 ^a *** (2.250 ^a)	6.720 ^a ** (2.750 ^a)	9.080 ^a (7.600 ^a)	9.180 ^a (6.370 ^a)
kl_{t-1}	-3.650 ^b (3.800 ^b)	-4.270 ^b (4.610 ^b)	-4.370 ^a (2.780 ^a)	-3.270 ^a (2.270 ^a)	-1.250 ^a ** (4.980 ^b)	-1.460 ^a ** (6.240 ^b)	-5.740 ^a * (3.250 ^a)	-5.660 ^a ** (2.760 ^a)
Sva_{t-1}	-0.002 (0.004)	-0.004 (0.005)	-0.001 (0.009)	-0.009 (0.008)	-0.008* (0.004)	-0.010* (0.005)	-0.021* (0.012)	-0.018* (0.010)
Idiv_{t-1}	0.044*** (0.010)	0.052*** (0.013)	0.017 (0.016)	0.017 (0.016)	0.044*** (0.010)	0.052*** (0.017)	0.015 (0.015)	0.018 (0.016)
D_{t2}	0.012 (0.225)	0.078 (0.277)	0.215 (0.335)	0.034 (0.269)	0.082 (0.230)	0.149 (0.280)	0.213 (0.326)	0.095 (0.275)
D_{t3}	0.479** (0.244)	0.672** (0.319)	0.926** (0.394)	0.573* (0.306)	0.604** (0.254)	0.806** (0.330)	0.956** (0.394)	0.682** (0.318)
D_{s1}	0.700** (0.294)	0.897** (0.388)	0.549 (0.453)	0.799** (0.375)	0.642** (0.289)	0.813** (0.376)	0.758* (0.441)	0.635* (0.369)
D_{s2}	0.409 (0.289)	0.522 (0.371)	0.273 (0.437)	0.553 (0.367)	0.376 (0.284)	0.478 (0.362)	0.419 (0.427)	0.484 (0.360)
D_{s3}	0.502* (0.305)	0.701* (0.401)	1.062** (0.469)	0.810** (0.394)	0.427 (0.297)	0.602 (0.386)	1.052** (0.465)	0.654* (0.383)
PM_{t-1}	0.002 (0.049)	0.009 (0.061)	0.011 (0.130)	-0.03 (0.126)	-0.012 (0.049)	-0.009 (0.059)	-0.026 (0.143)	-0.047 (0.134)
TCR_{t-1}	-0.036* (0.022)	-0.043* (0.024)	-0.053* (0.031)	-0.052* (0.028)	-0.035 (0.022)	-0.040* (0.024)	-0.043 (0.030)	-0.045 (0.028)
Draw_{t-1}	0.010** (0.004)	0.011** (0.005)	0.009 (0.006)	0.008 (0.005)	0.010** (0.004)	0.011** (0.005)	0.008 (0.006)	0.008 (0.005)
Exp_{t-1}	0.002 (0.004)	0.002 (0.005)	0.005 (0.008)	0.004 (0.006)	0.0006 (0.004)	0.001 (0.005)	0.003 (0.008)	0.003 (0.006)

Cuadro 21

Probit Dinámico de la Participación de las Firmas en la Exportación

	Usando Productividad Total Factorial				Usando Productividad Laboral			
	Probit	Prob-EA	Woold.1	Woold.2	Probit	Prob-EA	Woold.1	Woold.2
Constante	1.660 (2.268)	2.009 (2.472)	2.169 (3.197)	2.710 (2.870)	1.726 (2.278)	2.070 (2.472)	1.608 (3.125)	2.459 (2.857)
Insig2u		-1.199* (0.632)	-18.358 (1,988)	-16.604 (974.2)		-1.259* (0.649)	-17.123 (1,024)	-15.869 (648.9)
LogLikelihood	-243.457	-241.078	-150.680	-171.757	-241.155	-238.984	-152.169	-170.075
Pseudo-R ²	0.5898				0.5937			
N _{obs}	968	968	968	968	968	968	968	968
N _{empresas}		242	242	242		242	242	242
χ^2 *	1023.275	1052.539	418.796	488.789	1052.274	1095.680	412.295	472.431

Fuente: INEI (2002-2007), SUNAT (2012), BCRP (2012). Elaboración propia. . * Nivel de Significancia al 10%; ** al 5%; *** menos del 1%. El método Wooldridge1 corrige el problema de los valores iniciales a través de un vector que corresponde a las variables explicativas en todos los periodos, mientras en Wooldridge2 el vector corresponde a los promedios de dichas variables. El superíndice “a” indica que el coeficiente debe ser multiplicado por e-06, el coeficiente “b”, por e-07. El pseudo-R² es el R² correspondiente a las regresiones con variables dependientes binarias. *Test Pearson chi cuadrado de bondad de ajuste entre dos frecuencias, la muestra y la teórica con (J-1=) 15 grados de libertad. La fórmula es: $\sum_{j=1}^J \frac{(Np_j - Np_j)^2}{Np_j}$. La hipótesis nula es que estas frecuencias provengan de la misma función de densidad (N=242 y J=16). En todos los casos se rechaza la hipótesis nula.

Cuadro 22

Pruebas de Wald: P-Values del Estadístico χ^2

Ho	Usando Productividad Total Factorial				Usando Productividad Laboral			
	Probit	Prob-EA	Woold.1	Woold.2	Probit	Prob-EA	Woold.1	Woold.2
$\gamma_k=0$	0.0072	0.0106	0.0772	0.0062	0.0080	0.0120	0.0934	0.0096
$\gamma_k=0=\gamma_0=0$	0.0000	0.0000	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0004	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

7. CONCLUSIONES Y REFLEXIONES FINALES

Basado en datos a nivel de empresa del sector manufacturero, el presente trabajo tiene dos objetivos: estimar el nivel y la tasa de crecimiento de la productividad total factorial (PTF) de estas empresas vía métodos paramétricos modernos e identificar los factores que inciden en la decisión de exportar de las firmas manufactureras del Perú en el período 2002-2007. Sujeto a las limitaciones de información y métodos usados, las evidencias presentadas en el trabajo señalan que:

- i) la tasa de crecimiento de la PTF ha sido baja y no ha contribuido al crecimiento del valor real de producción de las firmas de manufacturas en el período analizado;
- ii) la PTF de las empresas manufactureras de exportación han tenido un mayor nivel y tasa de crecimiento que las empresas no exportadoras;
- iii) en concordancia con los nuevos modelos teóricos de exportación, la decisión de exportar de las firmas manufactureras en el Perú dependen entre otros factores: de los costos hundidos de entrada al mercado de exportación o de re-exportación (en el caso que dejen de exportar por lo menos un año luego de su entrada en dicho mercado) y de un nivel mínimo de productividad factorial total;
- iv) contrario a las tesis de promoción de exportación vía incentivos del mercado, el tipo de cambio real no ha incentivado a las firmas a participar en el mercado de exportación, y de otro lado, que el incentivo del Drawback no necesariamente incrementa la decisión de re-exportar de las firmas;
- v) el grado de procesamiento de los productos, la intensidad de uso del capital relativo al trabajo, el 'poder del mercado', y los años de experiencia de las firmas no parecen incidir sobre las decisiones de las firmas en exportar. De otro lado, las firmas de tamaño grande (de 100 a más trabajadores) y las que pertenecen a las ramas de procesamientos de materias primas y las intensivas en tecnología incrementan la probabilidad de que las firmas participen en los mercados internacionales;
- vi) la incidencia de la diversificación de los productos de exportación sobre la decisión de exportación de las firmas no parece ser clara.

Las evidencias mostradas y las proposiciones enunciadas revelan la importancia de generar 'intervenciones' desde el gobierno, o sector privado o de ambos que incrementen la productividad factorial total de las empresas en el Perú para ser posible la sostenibilidad del crecimiento de las últimas dos décadas. Si además se desea diversificar productos y mercados este es un requerimiento esencial. De otro lado, incentivos propios del mercado como el tipo de cambio real o instrumentos promocionales como el Drawback no parecen ser suficientes para que entren nuevas empresas al mercado de exportación o que estas permanezcan en dichos mercados. Lo que se requiere es financiar o proveer información a las empresas que reduzcan los costos hundidos de entrada o de re-entrada hacia los mercados de exportación. Cabe anotar sin embargo, para que esta reducción de costos sea efectiva se requiere adicionalmente que las empresas hayan alcanzado un mínimo nivel de productividad factorial total, de no tener este mínimo nivel los efectos sobre la decisión de las firmas serían menores.

Referencias Bibliográficas

- Akerberg, Daniel, C. Lanier Benkard, Steven Berry, and Ariel Pakes.
2007. "Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes." En el *Handbook of Econometrics*: Vol. 6A, Capítulo 63, eds. J. Heckman and E. Leamer, North Holland.
- Akerberg, D., K. Caves, G.Frazer
2006. "Structural Identification of Production Functions". Mimeo, University of California, Los Angeles.
- Arnold, J.
2005. "Productivity Estimation at the Plant Level: A practical guide". Bocconi University, Milan, Italy.
- Astorga, P., A. Bergés, V. Fitzgerald
2011. "Productivity Growth in Latin America Over de Long Run". *The Review of Income and Wealth*, V. 57, No 2, pp. 203–223.
- Baldwin, R.
1989. "Sunk-Cost Hysteresis." National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA) Working Paper No. 2911, 1989.
- Baldwin, R.
1988. "Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect." *American Economic Review*, Setiembre, 78(4), pp. 773-85.
- Baldwin, R., P. Krugman
1989. "Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks." *Quarterly Journal of Economics*, Noviembre, 104(4), pp. 635-54.
- Balk, B.
1998. *Industrial Price, Quantity, and Productivity Indices: The Microeconomic Theory and An Application*. Kluwer Academic Publishers.
- Baltagi, B.H.
1995. *Econometric Analysis of Panel Data*, New York: John Wiley & Sons.
- 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.
- Bartelsman,E., Doms, M.
2000. "Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata," Journal of Economic Literature, American Economic Association, vol. 38(3), pages 569-594, September.
- Basett, G., R., Koenker.
1978. "Regression Quantiles". *Econometrica*, 46, pp. 33–50.
- Bassett, G., Koenker, R.

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

Bernard, A., Bradford Jensen, J., Redding, S., Schott, P.
2007 "Firms in International Trade," *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol. 21(3), pages 105-130, Summer.

Bernard, A., Eaton, J., Jensen, B., Kortum, S .
2003 "Plants and Productivity in International Trade" *American Economic Review*, Vol. 93, No. 4, September, 1268-1290 (with Jonathan

Bierens, H. J.
1987. "Kernel Estimators of Regression Functions,". En *Advances in Econometrics-Fifth World Congress*, Vol. I, ed. by T. F. Bewley. Cambridge: Cambridge University Press.

Birbuet, J., C. Machicado
2009a. "Misallocation and Manufacturing TFP in the Market Liberalization Period of Bolivia". Institute for Advanced Development Studies, WP No 06/2009.

2009b. "Understanding Productivity Levels, Dispersion and Growth in the Leather Shoe Industry: Effects of Size and Informality." Institute for Advanced Development Studies Development Research Working Paper Series. No. 08/2009.

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

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

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 de la 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, Institute for the Study of Labor, Bonn, Germany.

Camacho, A., E. Conover
2010 "Misallocation and productivity in Colombia's manufacturing industries." IDB working paper series ; 123

- Cameron, A., P. K. Trivedi.
2005. *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- 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, DC: 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*, Vol. 44, No. 4, Nov., pp. 1383-1405.
- Caves, D.W., L.R. Christensen and W.E. Diewert
1982. "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity", *Econometrica*, 50, No. 6, 1393-1414.
- Chaney, T.
2008. "Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International". *American Economic Review*, 98: 1707-1721.
- Charnes, A., W. Cooper, A. Lewin, L. Seiford
1994. *Data Envelopment Analysis*. 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, Jan
2011, "Product Differentiation, Multi-Product Firms and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity". *Econometrica*, Vol. 79, Noe 5, pp. 1407–1451, Setiembre.
- De Loecker, J., Konings.
2006. "Job reallocation and productivity growth in a post-socialist economy: Evidence from Slovenian manufacturing". *European Journal of Political Economy*, Vol. 22, pp. 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* No 16 , Spring, pp. 40-52.
- Diewert, E., A. Nakamura, H. Pyo, y H. Chun
2007. "Productivity Measures and Sustainable Prosperity". *Seoul Journal of Economics*, Spring.
- Dixit, A.
1989a. "Entry and Exit Decisions Under Uncertainty." *Journal of Political Economy*, Junio, 97(3), pp. 620-38.

- Dixit, A.
1989b. "Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through." *Quarterly Journal of Economics*, Mayo 1989b, 104(2), pp. 205-28.
- Eckstein Z., K. Wolpin
1989. "The Specification and Estimation of Dynamic Stochastic Discrete Choice Models: A Survey." *Journal of Human Resources*, Fall, 24(4), pp. 562-98.
- Engle, Robert F.
1983. "Wald, Likelihood Ratio, and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics". In Intriligator, M. D. y Griliches, Z.. *Handbook of Econometrics*. II. Elsevier. pp. 796–801.
- Eslava, M., J. Haltiwanger, A. Kugler y M. Kugler
2010. "Market Reforms, Factor Reallocation, and Productivity Growth in Latin America," en *Business Regulation and Economic Performance*, pp. 225-63. Editado por Norman Loayza y Luis Servén. Washington: The World Bank.
2009. "Trade Reforms and Market Selection: Evidence from Manufacturing Plants in Colombia". NBER WP, No 14935.
2004. "The effects of structural reforms on productivity and profitability enhancing reallocation: evidence from Colombia". *Journal of Development Economics* 75. Pp. 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, pp. 50–68.
- Fariñas, J.C. and Ruano, S.
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), pp.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, *The Shifting Patterns of Agricultural Production and Productivity Worldwide*. Julian Alston, Bruce Babcock, Philip Pardey, eds. Ames, Iowa: Midwest Agribusiness Trade and Research Information Center, pp 63-95.

- Fuss, M., D. McFadden, Y. Mundlak
1978. "A Survey of Functional Forms in the Economic Analysis of Production". En *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications Volume I: The Theory of Production*, Melvyn Fuss y Daniel L. McFadden, Editors, Amsterdam: North-Holland.
- Gallardo, J., A. Arrieta
2000. "Medición y Dinámica de la Producción Industrial". CIES, Lima-Perú.
- Gates, R
2006 A Mata Geweke–Hajivassiliou–Keane multivariate normal simulator. *The Stata Journal*. Volume 6 Number 2: pp. 190-213
- Geweke, J.
1989. Bayesian inference in econometric models using Monte Carlo integration. *Econometrica* 57, pp. 1317–1339.
- Goldberg, P.K., Khandelwal, A., Pavcnik, N., Topalova, P.
2008. "Multi-product firms and product turnover in the developing world: evidence from India. National Bureau of Economic Research Working Paper Series 14127.
- Gourieroux, C., A. Monfont.
1996. *Simulation-Based Econometric Methods*. Oxford: Oxford University Press.
- Griliches, Z. and J. Mairesse
1998. "Production Functions: The Search for Identification" in *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (Cambridge University Press) 169-203
- Griliches, Z.
1957. "Specification Bias in Estimates of Production Functions," *Journal of Farm Economics*, 39, pp.8-20.
- Hajivassiliou, V., D. McFadden.
1998. The method of simulated scores for the estimation of LDV models. *Econometrica* 66, pp. 863–896.
- Hansen, L.P.
2007. "Generalized Methods of Moments Estimation". Mimeo, University of Chicago.
- Hansen, L.P.
1982. "Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators" in *Econometrica*, Vol. 50, page 1029-1054.
- Hayasi, F
2000. *Econometrics*, Princeton University Press.
- Heckman, J.
1981a. "Heterogeneity and State Dependence". En Sherwin Rosen, ed., *Studies in labor markets*. Chicago: University of Chicago Press, 1981a, pp. 91-139.
- Heckman, J.

1981b. "Statistical Models for Discrete Panel Data," in C. Manski y D. McFadden, eds., *The structural analysis of discrete data*. Cambridge, MA: MIT Press

Heckman, J.

1981c. "The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process". En C. Manski y D. McFadden, eds., *The structural analysis of discrete data*. Cambridge, MA: MIT Press, pp. 179- 95.

Helpman, E., M. Melitz, Y., Stephen

2004. "Exports vs. FDI with Heterogeneous Firms". *American Economic Review*, 94, pp. 300-316.

Hopenhayn, H.

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

Hsieh, C., P. Klenow

2007. "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India." WP No 13290, NBER.

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". Octubre. *Canadian Journal of Development Studies*, Vol. XX, No 3, pp.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

Katayama, H., S. Lu and J. Tybout

2009. "Firm-Level Productivity Studies: Illusions and a Solution". *International Journal of Industrial Organization*, 27, pp. 403–413. También en NBER Working Paper No. 9617, <http://econ.la.psu.edu/~jtybout/KLT.pdf>

Keane, M.

1994. "A computationally practical simulation estimator for panel data". *Econometrica* 62, pp. 95–116.

Koenker, R., Hallock, K.F.

2001. Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15, (4), pp. 143–156.

- Koenker, Roger W. , Vasco D'Orey
1987. "Algorithm AS 229: Computing Regression Quantiles," *Applied Statistics*, 36(3), 383-393.
- Koenker, Roger
1994. "Confidence Intervals for Regression Quantiles". En *Asymptotic Statistics*, P. Mandl and M. Huskova, eds., New York: Springer-Verlag, 349-359.
- León, J
2006 "Capital Humano e Internacionalización Empresarial". Informe Final, CIES
- León, J.
2010 "Determinantes del Proceso de Internacionalización de las PYMES Peruanas: Caso del Sector de Confecciones". Informe Final, CIES
- 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*, Vol. 70, No. 2, Apr., pp. 317-341.
- Levinsohn, J., A. Petrin, B. Poi
2004. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables". *The Stata Journal*, 4, Number 2, pp. 113–123.
- Maddala, G.
1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Econometric Society Monographs, Cambridge University Press.
- Miranda, A.
2007. "Dynamic Probit models for panel data: A comparison of three methods of estimation". UK Stata Users Group meeting, University of Keele, Reino Unido.
- Marshall J., W.H. Andrews
1944. "Random Simultaneous Equations and the Theory of Production", *Econometrica*, Vol. 12, No. 3/4, Jul-Oct., pp. 143-205.
- Melitz, M
2003. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity". *Econometrica*, Vol. 71, No. 6. , Nov., pp. 1695-1725.
- Morrison A., A. Semenick
2000. "Trade Reform Dynamics and Technical Efficiency: The Peruvian Experience". World Bank Econ. Rev. 14:309-330, 2000.
- Morrison, M. Yasar.
2007. "International linkages and productivity at the plant level: Foreign direct investment, exports, imports and licensing". *Journal of International Economics*, 71, pp. 373–388.

- Nadiri, M
1970; "Some Approaches to the theory of Measurement of Total Factor Productivity: A Survey". *Journal of Economic Literature*, 8, dic, pp.1137-77.
- 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), pp. 1263-1298.
- Ornaghi, C.
2006. "Assessing the effects of measurement errors on the estimation of production functions". *Journal of Applied Econometrics* 21: 879–891.
- Pagés, C., ed
2010. *The Age of Productivity: Transforming Economies from the Bottom Up*. Inter American Development Bank, Washington, D. C.
- 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., 2003. "Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants". *The Review of Economic Studies*, Vol. 69, No. 1, Jan., pp. 245-276.
- Poi, B., M. Yasar, R. Raciborski
2006. "Production Function Estimation in Stata Using the Olley and Pakes Method". *Stata Journal*, StataCorp LP, vol. 8(2), pages 221-231, June.
- Powell, J.
1986. "Censored Regression Quantiles," *Journal of Econometrics*, 32, 143-155.
- Restuccia, D.
2011. "The Latin American Development Problem". WP No 432, Departamento de Economía, Universidad de Toronto, Junio.
- Rodrik, D., M. McMillan
2011. "Globalization, Structural Change and Productivity Growth". ILO-WTO.
- Rust, J.
1997. "Structural Estimation of Markov Decision Processes". En R. Engle and D. McFadden, eds., *Handbook of econometrics*, Vol. 4. Amsterdam: North-Holland, pp. 3081-143.
- Tybout, James R. "Chile
- Schor, A.
2004. "Heterogeneous productivity response to tariff reduction. Evidence from Brazilian manufacturing firms". *Journal of Development Economics*, 75, pp. 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*, Vol. 11, No 2, pp. 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.
- STATA
2011. Stata Longitudinal Data Reference Manual, Release 11. A Stata Press Publication
StataCorp LP College Station, Texas.
- Stewart, M
2006."Maximum simulated likelihood estimation of random-effects dynamic probit models with autocorrelated errors". *The Stata Journal*, 6, Number 2, pp. 256–272.
- Syverson, C.
2011. "What Determines Productivity?" *Journal of Economic Literature*, 49:2, pp. 326–365.
- Syverson, C.
2004. "Market Structure and Productivity: a Concrete Example". *Journal of Political Economy*, Vol. 112, No. 6, Diciembre, pp. 1181-1222.
- Tello, M.D.
2012. "Balance y Agenda de Investigación, Tema Inserción en la Economía Internacional". Informe final CIES, Lima Peru.
- Tybout, J., M. Roberts
1997. "The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs". *The American Economic Review*, Vol. 87, No. 4, Set., pp. 545-564.
- Van Beveren, Ilke
2012. "Total Factor Productivity Estimation: A Practical Review". *Journal of Economic Surveys*, Vol. 26, No. 1, pp. 98–128.
- Varian, H.
2005. "Bootstrap Tutorial". *Mathematica Journal*, 9, pp. 768-775.
- 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*, Vol. LXI(2), No. 242. (Plant/Firm data and DEA methods).
- Veiderpass A., L. Cabezas

1992. “Eficiencia Relativa y Desarrollo de la Productividad en la Producción Peruana de Cemento (Un enfoque no paramétrico)”. *Economía*, Vol. XV No 29/30 (Plant/firm data and DEA methods).

Volpe, C., J. Carballo

2008. “Is export promotion effective in developing countries? Firm-level: Evidence on the intensive and the extensive margins of exports”. *Journal of International Economics*, 76, pp. 89–106.

Wooldridge, J.

2005. “Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity”. *Journal of Applied Econometrics*, 20, pp. 39–54.

Fuentes de Información

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ, BCRP

2012. Estadísticas Económicas. <http://www.bcrp.gob.pe/estadisticas.html>

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

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

SUNAT, 2012b. Estadística de Comercio Exterior.

<http://www.aduanet.gob.pe/aduanas/informae/estadisticasComExt.htm>

Anexo 1

Estadísticos Descriptivos

Variable	Promedio	Desviación Estándar	Valor Mínimo	Valor Máximo
D	0.697	0.460	0	1
D ₁	0.694	0.461	0	1
D _{h2}	0.035	0.184	0	1
D _{h3}	0.028	0.165	0	1
D _{h4}	0.017	0.128	0	1
D _{h5}	0.014	0.119	0	1
D _{h6}	0.012	0.111	0	1
D _{h7}	0.007	0.085	0	1
D _{h8}	0.007	0.085	0	1
PTF _{t-1}	100.0	68.1	11.5	818.5
Prod _{t-1}	49868.4	68359.8	1415.6	684708.3
k _{t-1}	99397.0	203326.9	52.6	2862291.0
Sva _{t-1}	38.5	16.2	1.6	91.5
Idiv _{t-1}	13.9	16.9	0	100.0
PM _{t-1}	1.3	2.5	0	25.2
TCR _{t-1}	103.1	3.0	98.2	105.8
Exp _{t-1}	24.7	16.0	1.0	76.0

Elaboración Propia. Fuente: INEI (2002, 2003, 2006, 2007). Empresas: 242
 Observaciones: 968. Los valores de las variables t-1 son el promedio para los años 2002, 2005, 2006 y 2007.