



Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República

Documentos de Trabajo

**Efectos de derrames horizontales de productividad de
las empresas transnacionales en la industria
manufacturera uruguaya, 1997-2008**

Gastón Carracelas

Documento No. 08/13
Agosto 2013

ISSN 0797-7484

***Efectos de derrames horizontales de productividad de las
empresas transnacionales en la industria manufacturera
uruguaya, 1997-2008***

Gastón Carracelas

Montevideo, Uruguay.

Año 2013.

RESUMEN

En el presente trabajo se analiza la existencia de derrames de productividad intraindustriales sobre las empresas manufactureras uruguayas asociados a la mayor presencia de empresas transnacionales. Se realiza una estimación econométrica bi-etápica utilizando un panel de firmas manufactureras para el período 1997-2008. En la primera etapa, se estima la productividad total de factores (ptf) haciendo uso de diversas técnicas econométricas (Olley & Pakes, 1996; Blundell & Bond, 1998; Levinsohn & Petrin, 2003). En la segunda etapa, se estima el efecto de la mayor presencia de empresas transnacionales en el sector de actividad sobre la ptf de las empresas domésticas. Se realizan modificaciones al modelo base a los efectos de analizar la existencia de derrames heterogéneos en función de la “capacidad de absorción” de las firmas domésticas y de la intensidad tecnológica sectorial. Asimismo, se analizan los efectos sobre dos sectores claves del proceso reciente de ingreso de IED: Alimentos-bebidas y madera-papel. Los resultados obtenidos indican que no existen efectos de derrames de productividad significativos para el promedio de la industria manufacturera. Sin embargo, las grandes firmas domésticas con capacidad de absorción reciben derrames significativamente superiores al resto de las grandes firmas manufactureras, en tanto que la evidencia obtenida indica que en los sectores de baja intensidad tecnológica los derrames son positivos. Los efectos sobre el sector de alimentos-bebidas son significativamente menores a los observados para el promedio de los demás sectores industriales, en tanto, que en el sector de madera-papel hay indicios de que los efectos son mayores.

Palabras claves: ptf, empresas transnacionales, derrames de productividad.

ABSTRACT

In this paper we analyze the existence of intra-industry productivity spillovers on Uruguayan manufacturing firms associated with the increased presence of transnational companies. We perform an econometric estimation bi-stage using a panel of manufacturing firms for the period 1997-2008. In the first stage, we estimate the total factor productivity (TFP) using different econometric techniques (Olley & Pakes, 1996; Blundell & Bond, 1998; Levinsohn & Petrin, 2003). In the second stage, we estimate the effect of the increasing presence of transnational companies in the sector on TFP of domestic firms. We make modifications to the base model in order to analyze the effects of the existence of heterogeneous spillovers based on the "absorptive capacity" of domestic firms and the technology-intensive sectors. We also analyze the effects of the recent process of FDI inflows on two keys sectors: Food-beverages and wood-paper. The results indicate that there are no effects of significant productivity spillovers for the average manufacturing sector. However, the large domestic firms with absorbing capacity receive spillovers significantly higher than other large manufacturing firms, while the evidence indicates that there are positive spillovers in low-technology sectors. The effects on the food-beverage sector are significantly lower than those observed on other industrial sectors, while, in the wood-paper sector there are evidence of larger effects.

Keywords: tfp, transnational corporations, productivity spillovers.

Códigos JEL: F23, F61.

I. Introducción

A partir de la expansión de la actividad económica de las empresas más allá de fronteras, la literatura económica ha intentado entender las razones por las cuales una empresa decide instalarse en otro país, así como analizar los posibles impactos sobre la economía receptora de esa inversión. Con respecto a la primera preocupación, existe actualmente cierto consenso teórico en que realizar una actividad económica fuera de fronteras es costoso (desconocimiento de gustos del consumidor y de leyes comerciales, barreras de lenguaje y culturales, entre otros); y que por tanto las empresas que deciden transnacionalizarse poseen ciertas “*ventajas específicas*” que hacen rentable dicha expansión (Hymer, 1976; Dunning, 1993). Dichas ventajas, se manifiestan en una superior capacidad de organización y el uso de mejores técnicas productivas (Blömsstrom, 1991; Markusen, 1995). Estas características les otorgan a las empresas transnacionales (ET) una ventaja tecnológica que las tornan más productivas que las empresas domésticas (EN).

Debido a que estas “*ventajas tecnológicas*” tienen algunas de las características de los bienes públicos, las ET no pueden apropiarse totalmente de los mayores beneficios asociados a sus mejores prácticas productivas, generando al menos potencialmente derrames de productividad sobre las EN. La identificación teórica de estos eventuales efectos indirectos sobre las EN, es una de las respuestas más relevantes a la segunda preocupación planteada, y ha sido uno de los fundamentos más fuertes para la promoción de la inversión extranjera directa en los países en desarrollo.

Aquellas externalidades que recaen sobre las EN que operan en el mismo sector productivo –derrames horizontales o intrasectoriales–, se encuentran asociados a la *presión competitiva* sobre dichas empresas, al *movimiento de trabajadores* calificados desde las ET hacia las EN, o simplemente, a la *imitación* por parte de las EN competidoras de las mejores prácticas productivas y organizativas de las ET.

La entrada de ET genera una *presión competitiva* sobre las firmas locales, que presiona a que éstas mejoren sus niveles de eficiencia (aún con la tecnología disponible) o que tengan mayores incentivos para incorporar nueva tecnología (Markusen & Venables, 1999; Wang & Blömsstrom, 1992). Sin embargo, en sectores industriales caracterizados por la existencia de economías de escala, la mayor presencia de ET puede llevar a que las

firmas locales se vean forzadas a producir en niveles de baja eficiencia (Aitken & Harrison, 1999)¹.

Con respecto a la movilidad de trabajadores, la idea es que las ET realizan mayores gastos en la capacitación de sus empleados y que luego estos pueden encontrar rentable crear sus propios emprendimientos productivos o simplemente moverse a empresas domésticas (Fosfuri et al, 2001). Sin embargo, en el corto plazo las ET pueden incorporar los mejores técnicos, profesionales y gerentes que existen en el país mediante el pago de mayores salarios, y por tanto, pueden generar efectos de derrame negativos sobre las firmas locales (Sinani & Meyer, 2004). Por último, las EN simplemente pueden imitar las mejores prácticas organizativas y de gerenciamiento de las ET (Görg & Greenaway, 2001; Crespo & Fontoura, 2006). Sin embargo, la posibilidad de imitar depende en gran medida de la complejidad de la tecnología involucrada, siendo más fácil imitar en determinados sectores o productos con baja complejidad o intensidad tecnológica.

A partir de la identificación teórica de los potenciales derrames de productividad, desde el trabajo pionero de Caves (1974) se ha desarrollado una vasta literatura empírica que intenta medir la importancia de dichos derrames sobre las empresas y sectores productivos de los países receptores.² Debido a la ausencia de resultados concluyentes en cuanto al signo e importancia de los derrames, la literatura empírica se ha focalizado crecientemente en el estudio de los posibles determinantes de dichos derrames, reconociendo incluso que no deben buscarse resultados "universales" (Lipsey, 2004; Lipsey & Sjöholm, 2005). Entre los determinantes más analizados en la literatura se encuentran los asociados a la brecha de productividad entre empresas y sectores del país emisor y receptor (Keller & Yeaple, 2003; Girma, 2003) y la hipótesis de "capacidad de absorción" de las empresas domésticas del país receptor (Barrios & Strobl, 2002; Girma, 2003; Kinoshita, 2001; Keller & Yeaple, 2003)

El estudio de los derrames de productividad en la industria de una economía en desarrollo, pequeña y abierta, se configura como un caso particularmente interesante. Pero adicionalmente, en el período estudiado la economía uruguaya asistió a un verdadero boom

¹Debe diferenciarse en este caso, los efectos de la mayor competencia sobre las firmas locales, de los efectos de esta mayor competencia sobre el bienestar. Recientemente, la literatura ha destacado que aún la desaparición de algunas firmas domésticas poco productivas tiene un efecto agregado positivo asociado a la mejora de los niveles de productividad media de la economía (Lipsey & Sjöholm, 2005).

² Por una revisión de los trabajos empíricos puede verse Görg & Greenaway (2001) y Crespo & Fontoura (2006).

de ingreso de IED, crecientemente orientado a los sectores primarios y la industria manufacturera intensiva en recursos naturales. Según Bittencourt *et. al.* (2009) los flujos de IED recibidos por Uruguay alcanzaron en los años 2007-2008 los 1.594 millones de dólares promedio anuales, lo que representa el 5.5% del PIB y el 38% de la inversión privada realizada en el país.

En este contexto, el objetivo del presente trabajo es analizar la existencia de derrames horizontales de productividad en la industria manufacturera uruguaya en el período 1997-2008. Asimismo, tomando en cuenta la ausencia de resultados universales puesta de manifiesto por Lipsey (2004) y reconociendo la existencia de derrames heterogéneos en función de algunas características de las empresas y sectores de la economía receptora, se plantean una serie de hipótesis y se indagan algunos determinantes que pueden ser relevantes para la industria uruguaya del período. En primer lugar, se contrasta empíricamente la hipótesis de “capacidad de absorción” de las empresas domésticas como determinante de la existencia de derrames. En segundo lugar, en un marco de profunda reestructuración de la industria uruguaya hacia sectores intensivos en recursos naturales de bajo contenido tecnológico, con creciente participación de ET dirigidas a dichos sectores, se analiza el vínculo entre la existencia de derrames de productividad y la intensidad tecnológica sectorial. Por último, se estudia la posible existencia de efectos de derrame diferenciales en dos sectores paradigmáticos de la reciente transnacionalización de la economía uruguaya: el sector de alimentos-bebidas y el de madera-papel.

La estrategia metodológica consiste en una estimación econométrica bietápica. En una primera etapa, se estima la **productividad total de factores (ptf)** a nivel de firma mediante diversos métodos paramétricos y semi-paramétricos propuestos en la literatura. En la segunda etapa, se estima el efecto de la presencia de ET a nivel sectorial sobre la **ptf** estimada de las firmas manufactureras, y se realizan diversas variantes a efectos de contrastar las hipótesis planteadas. Se utiliza un panel representativo de firmas manufactureras basado en las Encuestas Anuales de Actividad Económica relevadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

Kokko, Tansini & Zeján (1996) y Tansini & Zeján (1998) analizan la existencia de derrames de productividad para la industria manufacturera uruguaya. Ambos estiman por MCO una función de producción de tipo Cobb-Douglas para un corte transversal de datos. Mientras en el primer trabajo utilizan una muestra de grandes empresas y no encuentran derrames significativos de productividad, en el segundo trabajo incorporan empresas pequeñas y medianas y encuentran derrames significativos positivos.

Utilizando un panel de firmas manufactureras para toda la década del noventa (1990-2000), Bittencourt & Domingo (2004) estiman una función de producción ampliada y no encuentran evidencia estadísticamente significativa de derrames de productividad una vez que controlan por heterogeneidad inobservable a nivel de empresa. Estos autores, analizan también si los derrames de productividad se encuentran relacionados a la capacidad de absorción de las firmas domésticas. Encuentran que si bien las EN que realizan gastos en I+D presentan un mejor desempeño productivo, las que se ubican en ramas de actividad con mayor presencia de ET presentan una productividad inferior.

Domingo & Tansini (2010) analizan los efectos de derrame para un panel de empresas entre 1988-1994. Estiman funciones de frontera estocásticas y encuentran que la participación de ET tiene efectos positivos y significativos sobre la eficiencia técnica de las EN de la rama de actividad. Al dividir la muestra en función de la brecha tecnológica entre EN y ET, encuentran que los efectos de derrame son positivos solamente cuando la brecha técnica es moderada, en tanto, que aquellas empresas nacionales que presentan una brecha "grande" con las empresas extranjeras reciben derrames negativos.

A la luz de estos escasos antecedentes empíricos para la industria uruguaya, resulta novedosa la utilización de métodos econométricos bietápicos. A su vez, la consideración de un período amplio y reciente, permite obtener evidencia empírica sobre los impactos indirectos del mayor “boom” de ingreso de IED que se ha registrado en la historia de la economía uruguaya.

El trabajo se encuentra organizado de la siguiente manera. En el capítulo II se presenta la estrategia metodológica, especificando el modelo a estimar en ambas etapas y sus variaciones a los efectos de contrastar las hipótesis planteadas. En el capítulo III se presentan los datos utilizados en las estimaciones. Los resultados obtenidos se presentan en el capítulo IV. Finalmente, en el capítulo V se presentan y discuten brevemente las

principales conclusiones, al tiempo que se identifican líneas de investigación futuras que permitirán ampliar el conocimiento sobre los impactos indirectos del reciente proceso de transnacionalización de la economía uruguaya.

II. Estrategia metodológica

En el presente trabajo, se implementa una estrategia en dos etapas, estimando en primer lugar la *ptf* con una función de producción estándar, para luego especificar una ecuación para identificar los efectos de derrames sobre ésta última.

II.1 Primera etapa: Estimación de la *ptf*

A los efectos de obtener la *ptf*, se estima una función de producción de tipo Cobb-Douglas de dos factores productivos (capital y trabajo):

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} \quad (1)$$

donde Y_{it} es el valor agregado bruto en términos físicos (aproximado por el *vab* constante) de la empresa i en el año t , K_{it} y L_{it} representan el stock de capital y el personal ocupado de la empresa i en el año t , en tanto que A_{it} es el conocido residuo de Solow o eficiencia hicksiana neutral³. Tomando logaritmos naturales, se obtiene una función de producción lineal:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \omega_{it} + u_{it} \quad (2)$$

donde las minúsculas representan logaritmos naturales y el residuo de Solow tiene tres componentes: $\ln(A_{it}) = \beta_0 + \omega_{it} + u_{it}$. Por tanto, la estimación de la productividad total de factores (expresada en logaritmos) vendrá dada por:

$$\widehat{ptf}_{it} = \ln(\hat{A}_{it}) \equiv \hat{\beta}_0 + \hat{\omega}_{it} + \hat{u}_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} \quad (3)$$

³ Observar que no se encuentran disponibles deflatores de insumos a nivel de firma. En estas circunstancias, Bond & Söderbon (2005) plantean que es difícil identificar correctamente los insumos variables en una función de producción de tipo Cobb-Douglas. A su vez, estimar funciones con VBP requeriría estimar los coeficientes de todos los insumos intermedios (materias primas y materiales, energía eléctrica, combustibles), los que son altamente colineales entre sí.

En virtud de que no se cumple el supuesto de exogeneidad estricta (existe correlación entre los inputs y el término de error), la estimación de la ecuación (2) mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) será sesgada (Marschak & Andrews, 1944). La decisión del empresario sobre los inputs se encuentra relacionada con su nivel de eficiencia (observada -al menos parcialmente- por el empresario, pero no por el econometrista). Adicionalmente, la sobrevivencia de una empresa está relacionada con su nivel de productividad, por lo tanto, existe un problema de "sesgo de selección". Intuitivamente, la elección de inputs de la empresa es condicional a su sobrevivencia en el mercado, la cual a su vez, está determinada por su nivel de productividad. Una tercera fuente de sesgo es introducida por la presencia de variables omitidas (De Loecker, 2007).

En la literatura se han propuesto diversos métodos de estimación que abordan en alguna medida los problemas econométricos mencionados. En virtud de que la variable a obtener en esta primera etapa será posteriormente usada como variable dependiente, es imprescindible utilizar varios estimadores y analizar la correlación entre los mismos, de forma de obtener estimaciones confiables de la *ptf*. Además de MCO, los métodos propuestos por la literatura que serán utilizados en el presente trabajo son el estimador intragrupos ("*Within-Group*"), el denominado "*System-Gmm*" propuesto por Blundell & Bond (1998), y dos aproximaciones semi-paramétricas: Olley & Pakes (1996) y Levinson & Petrin (2003). A continuación, se presenta brevemente el método "System-Gmm". Por una revisión detallada y profunda de los otros métodos puede verse Van Beveren (2012) y Akerberg, et al. (2007).

Blundell & Bond (1998) proponen que el shock de productividad ω_{it} tiene dos componentes: un efecto invariante en el tiempo (η_i) y un componente autoregresivo de primer orden (v_{it}). Formalmente:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \gamma_t + \eta_i + v_{it} + u_{it} \quad (4)$$

$$v_{it} = \rho v_{it-1} + e_{it} \quad \text{con } |\rho| < 1 \quad (5)$$

$$e_{it} \sim MA(0) \quad y \quad u_{it} \sim MA(1) \quad (6)$$

El parámetro γ_t representa dummies anuales. Este modelo, puede reescribirse en términos dinámicos como:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} - \rho \beta_l l_{it-1} + \beta_k k_{it} - \rho \beta_k k_{it-1} + \rho y_{it-1} + (\gamma_t - \rho \gamma_{t-1}) + (\eta_i (1 - \rho) + e_{it} + u_{it} - \rho u_{it-1}) \quad (7.1)$$

o alternativamente como:

$$y_{it} = \beta_0 + \pi_1 l_{it} + \pi_2 l_{it-1} + \pi_3 k_{it} + \pi_4 k_{it-1} + \pi_5 y_{it-1} + \gamma_t^* + (\eta_i^* + \varepsilon_{it}) \quad (7.2)$$

sujeto a dos restricciones no lineales ("*common factor*"): $\pi_2 = -\pi_1 \pi_5$ y $\pi_4 = -\pi_3 \pi_5$, lo que permite obtener estimaciones de la ecuación estructural (ecuación 4). Dada una estimación consistente del vector de parámetros irrestricto (π), se puede obtener el vector de parámetros restringido (β_l, β_k, ρ) mediante la estimación por el método de distancia mínima.

Arellano & Bond (1991) proponen utilizar como instrumentos los valores rezagados de los inputs para estimar la ecuación en diferencias (de forma de eliminar la heterogeneidad individual). Bajo el supuesto de que $(E[x_{i1} e_{it}] = E[x_{i1} u_{it}] = 0 \text{ con } t > 1)$ se tienen las siguientes condiciones de momentos:

$$E[x_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}] = 0 \quad \text{con } x_{it} = (l_{it}, k_{it}, y_{it}) \text{ y } s \geq 3 \quad (8.1)$$

Si el proceso marginal de decisión de utilización del empleo y del capital es altamente persistente (ρ cercano a uno), entonces los valores rezagados de las series de inputs y de producto estarán poco correlacionados con las subsecuentes ecuaciones en diferencias (instrumentos débiles). A partir de la identificación de este problema, Blundell & Bond (1998) proponen utilizar adicionalmente los rezagos de las primeras diferencias como instrumentos de la ecuación en niveles. Formalmente, proponen explotar la información adicional de las siguientes condiciones de momentos:

$$E[\Delta x_{it-s} (\eta_i^* + \varepsilon_{it})] = 0 \quad \text{con } x_{it} = (l_{it}, k_{it}, y_{it}) \text{ y } s \geq 2 \quad (8.2)$$

asumiendo que $(E[\Delta l_{it}\eta_i^*] = E[\Delta k_{it}\eta_i^*] = 0)$ y que se cumple la condición inicial de $E[\Delta y_{i2}\eta_i^*] = 0$. Las condiciones de momentos (8.1) y (8.2) pueden ser explotadas utilizando un estimador lineal por el método generalizado de los momentos (GMM) conocido como "System-Gmm" (Blundell & Bond, 1998).

II.2 Segunda etapa: Estimación de "derrames" de productividad.

Una vez que se cuenta con estimaciones de la **ptf** a nivel de firma, la segunda etapa consiste en especificar y estimar un modelo para captar la existencia de derrames de productividad horizontales asociados a la presencia de ET en el sector. La especificación del modelo base es la siguiente:

$$\widehat{ptf}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 spill_{jt} + \alpha_2 spill_{jt} * et_{it} + \alpha_3 X_{it} + \alpha_4 Z_{jt} + \eta_i + \gamma_j + \delta_t + \mu_{it} \quad (9)$$

donde $\widehat{ptf}_{it}$ es el logaritmo natural de la **ptf** estimada de la firma i en el año t , $spill_{jt}$ es la variable que capta la presencia de capital extranjero en el sector j para el año t y se define como el valor bruto de producción generado por las ET del sector j en el año t sobre el valor bruto de producción total del sector j (4 dígitos de la CIIU rev 3) en el año t . La variable *dummy* et_{it} toma el valor 1 cuando la empresa tiene participación de capital extranjero, X_{it} es un vector de características observables de la firma i en el año t , Z_{jt} es un vector de características sectoriales también observables y variantes en el tiempo, η_i son efectos fijos a nivel de empresa, γ_j son efectos fijos sectoriales (*dummies* sectoriales) y δ_t son *dummies* anuales. Finalmente, μ_{it} es un término de error.

El objetivo es estimar de forma consistente los parámetros de interés α_1 y α_2 . El parámetro α_1 capta el efecto de la mayor presencia de ET operando en el sector de actividad sobre la **ptf** de las firmas. La obtención de un $\hat{\alpha}_1$ significativo estaría indicando que la mayor presencia de ET genera derrames horizontales de productividad sobre las demás empresas del sector (positivos o negativos). El parámetro α_2 que antecede a la interacción de la variable $spill_{jt}$ con la binaria et_{it} , permite identificar si los derrames sobre las empresas nacionales y extranjeras son significativamente distintos. La obtención de un

coeficiente positivo y significativo, estaría indicando que los derrames son mayores sobre otras ET del sector.

Se estima utilizando el estimador Intra-grupos (IG), controlando por la presencia de correlación intragrupos (Moulton, 1990). El estimador de los errores estándar de los coeficientes "*cluster-robust standard errors*" (CRSE) supone que el tamaño de los grupos es homogéneo y es consistente cuando el número de grupos o clusters tiende a infinito. Cuando estos supuestos no se cumplen -pocos grupos y heterogéneos-, Nichols & Schaffer (2007) plantean que la estimación utilizando CRSE puede llevar a errores de estimación aún mayores⁴.

En el presente trabajo se estiman los errores estándar utilizando el estimador CRSE. Sin embargo, cuando la utilización de dicho estimador ocasione cambios importantes en la significación de las variables de interés, se presenta también la estimación con la varianza robusta a heteroscedasticidad (RSE) y se realiza la estimación en dos etapas propuesta por Donald & Lang (2007).

¿Derrames heterogéneos? Algunas hipótesis de interés.

Lipsev & Sjöholm (2005) al analizar los impactos del ingreso de IED sobre los países receptores, intentan responder la siguiente pregunta: ¿por qué se han dado en la literatura respuestas tan diferentes? En particular, en lo referente a los derrames de productividad horizontales, concluyen que una posible explicación a la existencia de resultados empíricos contradictorios es que probablemente los países receptores y los sectores industriales y empresas al interior de éstos, difieren en su habilidad para beneficiarse de la presencia de ET. Si estas diferencias son importantes, entonces la pregunta a responder no es ¿cómo el ingreso de IED afecta a la industria y empresas de los países receptores?, sino ¿qué tipo de países, industrias y empresas son las que se ven afectadas y en qué dirección? Para responder a estas preguntas, es necesario identificar las características de los países, industrias y firmas que favorecen -o desalientan- los derrames de productividad horizontales.

⁴ En el Anexo B se presenta brevemente los estimadores utilizados para estimar la matriz de varianzas y covarianzas.

Con la idea de investigar cómo algunas características de las empresas manufactureras uruguayas y de sus sectores de actividad más importantes y dinámicos en cuanto a la recepción de IED, pueden estar afectando la existencia de derrames de productividad, se especifican variaciones al modelo base (ecuación 9), con el objetivo de permitir que los parámetros de interés sean heterogéneos entre empresas, grupos de empresas o sectores. A los efectos de centrar la atención de los derrames asociados a la presencia de ET exclusivamente sobre las EN, se eliminan de la muestra las ET.

i. Capacidad de absorción

A partir del trabajo de Cohen & Levinthal (1990), numerosos estudios han resaltado que la presencia de derrames dependen de la capacidad de absorción de las empresas domésticas (Barrios & Strobl, 2002; Kinoshita, 2001). A los efectos de contrastar esta hipótesis para las firmas manufactureras uruguayas se define una variable binaria ($absor_{it}$) que toma el valor 1 cuando la empresa ha realizado gastos en I+D o ha realizado gastos de patente. Con esta variable se pretende captar la habilidad de las empresas domésticas para absorber o imitar las nuevas prácticas organizacionales o tecnologías utilizados por las ET⁵. El modelo re-especificado es el siguiente:

$$\widehat{ptf}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 spill_{jt} + \alpha_2 absor_{it} + \alpha_3 absor_{it} * spill_{jt} + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 Z_{jt} + \eta_i + \gamma_j + \delta_t + \mu_{it} \quad (10)$$

En esta especificación los parámetros de interés son α_1 a α_3 . El parámetro α_1 en este caso, capta la presencia de derrames promedio sobre las EN que no realizan gastos en I+D o en patentes (menor capacidad de absorción). El coeficiente que pre-multiplica la *dummy* $absor_{it}$ indica si en promedio, las firmas con mayor capacidad de absorción son más productivas que aquellas que no realizan esfuerzos en I+D o patentes. El coeficiente de la interacción de ésta última variable con la presencia de ET en el sector (α_3), permite evaluar si los derrames se encuentran asociados a la capacidad de absorción de las EN. La obtención de un coeficiente significativo y positivo estaría indicando que los efectos de

⁵ Según el modelo de Cohen & Levinthal (1990) la capacidad de absorción es un subproducto de la realización de I+D. Es usual en la literatura sobre derrames utilizar algún indicador de la realización de I+D como proxy de la capacidad de absorción.

derrame sobre las empresas con mayor capacidad de absorción son mayores a los registrados sobre el promedio de las demás firmas domésticas.

ii. Intensidad tecnológica sectorial

En segundo lugar, se contrasta si los derrames de productividad se encuentran vinculados a la intensidad tecnológica del sector. Algunos autores (Findlay, 1978; Wang & Blömmstrom, 1992) han puesto de manifiesto que es en aquellos sectores intensivos en tecnología donde es más probable que se verifiquen efectos de derrames sobre las EN, dado que es en esos sectores donde la brecha de productividad es mayor y por tanto, es donde las EN realmente pueden aprender de sus similares transnacionales (hipótesis de "*catching-up*" sectorial). También se ha sostenido en la literatura (Lapan & Bardhan, 1973), que es en los sectores de baja intensidad tecnológica donde es más probable observar derrames, dado que la menor brecha de productividad permite a las EN simplemente imitar las mejores prácticas productivas de las ET. El argumento principal es que las tecnologías de los países desarrollados -relativamente abundantes en capital- no son las más apropiadas para los países en desarrollo, y por tanto los derrames serán menores cuanto mayor sea la brecha tecnológica.

Varios estudios han realizado esfuerzos para verificar estas hipótesis (Haddad & Harrison, 1993; Keller & Yeaple, 2003; Kathuria, 1998). A los efectos de contrastar las mismas para la industria uruguaya, se subdivide la muestra en dos submuestras de acuerdo a la clasificación de intensidad tecnológica industrial de OCDE (2001)⁶. Esta estrategia permite identificar si los efectos de derrame horizontales son heterogéneos en función de la intensidad tecnológica sectorial.

iii. Alimentos-bebidas y madera-papel: dos sectores claves.

La transnacionalización del sector de alimentos y bebidas y de las cadenas productivas asociadas a la forestación (madera y papel) se incrementó notablemente en los años posteriores a la crisis del 2002 (Bittencourt *et. al.*, 2009). Estos sectores son

⁶ En el Anexo C se detalla la correspondencia entre la clasificación propuesta por OCDE (2001) y la CIUU revisión 3.

intensivos en el uso de insumos nacionales de base primaria -tienen ventajas comparativas estáticas-, hacen uso de tecnologías de producción maduras y han sido muy dinámicos en los últimos años. Sin embargo, se diferencian en el grado de desarrollo exportador que habían alcanzado antes del fuerte ingreso de IED.

El sector de alimentos, es un sector exportador tradicional del país. Algunos subsectores como carne, leche y granos, han representado históricamente entre 35-40% de las exportaciones y acceden prácticamente sin restricciones a todos los mercados mundiales. Sin embargo, las cadenas productivas con base en la forestación presentan un desarrollo más reciente. Si bien la industria papelera tiene larga data en el país, la inserción exportadora de la misma había sido muy moderada (en promedio en la década del noventa rondaba el 1-2% de las exportaciones totales de bienes). Por su parte, las exportaciones de madera y sus manufacturas se multiplicaron por diez entre 2001 y 2008⁷. La inserción exportadora de un sector de actividad refleja el grado de desarrollo de las capacidades productivas, y los derrames de productividad pueden ser heterogéneos en función de dichas capacidades.

A los efectos de contrastar la existencia de derrames diferenciales sobre ambos sectores, se introduce en el modelo base una *dummy* que indica el sector (alimentos y bebidas o madera-papel) y luego se interactúa esta variable con la *proxy* que capta la presencia de ET en el sector ($spill_{jt}$) (ecuaciones (11.1) y (11.2)). Si la *dummy* resulta significativa y positiva (negativa) está indicando que las empresas de este sector son en promedio más (menos) productivas que las empresas del resto de los sectores industriales, en tanto que la interacción capta si los efectos de derrame son en promedio estadísticamente distintos en el sector de interés en relación al promedio de los demás sectores. Por su parte, el coeficiente de $spill_{jt}$ capta los efectos de derrame promedio sobre todos los sectores, excluido el sector de interés.

$$\widehat{ptf}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 spill_{jt} + \alpha_2 alim_{it} + \alpha_3 alim_{it} * spill_{jt} + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 Z_{jt} + \eta_i + \gamma_j + \delta_t + \mu_{it} \quad (11.1)$$

$$\widehat{ptf}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 spill_{jt} + \alpha_2 mader_{it} + \alpha_3 mader_{it} * spill_{jt} + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 Z_{jt} + \eta_i + \gamma_j + \delta_t + \mu_{it} \quad (11.2)$$

⁷ Obsérvese que las estadísticas oficiales de Uruguay registran las exportaciones de madera a la Zona Franca donde opera la mayor papelera del país UPM-Botnia.

III. Datos

Los datos utilizados provienen del IV Censo Económico Nacional del año 1997 y de las Encuestas de Actividad Económica (EAE) de los años 1998-2008 relevadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Debido a que en el año 2002 la encuesta fue realizada con un formulario reducido, no incluyendo algunas variables imprescindibles para la realización de las estimaciones, se decidió excluir del panel los datos correspondientes a dicho año.

Se construye un panel no balanceado de firmas manufactureras con al menos 20 empleados en algún año del período⁸. Se incluyen todas aquellas firmas privadas con las que se cuente con al menos dos observaciones. Asimismo, se excluyen las ramas 23 (petróleo) y 37 (reciclaje), por no contar con presencia de ET.⁹ El panel cuenta con 7210 observaciones y un total de 1281 empresas (véase Anexo A Tabla A1).

Se define como ET a toda aquella empresa que tenga participación de capital extranjero.¹⁰ Las encuestas relevan la propiedad del capital únicamente en los períodos 1997-2001 y 2006-2008. Para los años en que no se dispone de dicha información (2003-2005), fue necesario construir dicha variable en base a fuentes secundarias. El panel cuenta con un promedio de 93 firmas por año (14%) con participación de capital extranjero (ET). En la Tabla A2 del Anexo A se presentan las estadísticas descriptivas para toda la muestra y para ambos grupos de empresas (ET y EN).

Para la estimación de la función de producción se deflactan todas las variables por el índice de precios más específico disponible.¹¹ La deflactación de la producción se realiza a nivel de firma, aplicando el índice de precios a cuatro dígitos de la CIIU revisión 3 ponderado por las diversas actividades económicas que realiza la empresa.

Para la construcción del stock de capital se utilizan los valores de stock declarados por las empresas en el Censo 1997 o en el primer año disponible. Luego se actualizan dichos valores por el método de inventario perpetuo utilizando la tasa de depreciación del

⁸ Si bien la base de datos contiene información de empresas con personal ocupado de 5 a 19 personas, se decidió excluirlas del panel debido a la mala calidad de los datos. Asimismo, es casi nula la existencia de ET en dicho tramo de personal ocupado.

⁹ Se eliminaron 7 observaciones correspondientes a tres empresas.

¹⁰ Es usual en la literatura definir como ET a aquellas empresas que tengan una participación de capital extranjero superior al 10%. Sin embargo, en el período 1998-2001 los datos no permiten identificar el porcentaje de participación del capital extranjero en el capital total de la empresa.

¹¹ Por un análisis detallado de los índices de precios utilizados para cada variable véase Picardo (2010).

capital de 12.5% anual propuesta por Oulton & Srinivasan (2003).¹² Se incluye únicamente el stock de maquinarias y equipos.

IV. Resultados

IV.1. Estimación de la ptf

En la Tabla 1 se presentan los resultados de la estimación de la función de producción promedio para las empresas de la industria manufacturera uruguaya en el período 1997-2008, mediante los diversos métodos de estimación presentados en la sección anterior. Se obtienen valores de los parámetros estimados significativos en todos los casos.

**Tabla 1: Estimación función de producción. Variable dependiente *lnvab*.
Métodos de Estimación: MCO, Intragrupos (IG), Levinshon & Petrin (LP); Olley & Pakes (OP) y System-Gmm Blundell & Bond (BB)**

VARIABLES	(1) MCO	(2) IG	(3) LP	(4) OP	(5) BB
<i>lnpo_{it}</i>	0.953*** (0.0306)	0.789*** (0.0514)	0.732*** (0.0426)	0.724*** (0.0467)	0,857*** (0.1414)
<i>lnkmaq_{it}</i>	0.189*** (0.0154)	0.0759*** (0.0205)	0.286*** (0.0583)	0.321*** (0.0707)	0.197** (0.1021)
<i>Constant</i>	8.736*** (0.188)	12.19*** (0.360)			
Observations	6,729	6,729	6,598	4,773	5,154
R-squared	0.733	0.300			
Number of id		1,161			939
Common Factor (p-valor)					0,6993
waldcrs (p-valor)			0.7799		0,5826

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Como fue analizado en la sección metodológica, la estimación por MCO se encuentra sesgada, en tanto que la literatura ha reconocido que el estimador IG presenta una mala performance empírica asociada a la obtención de coeficientes del capital

¹² También se realizaron algunas estimaciones preliminares utilizando la tasa de depreciación del capital para el componente de maquinarias y equipos de 6.25% anual propuesta por OCDE (2009). Los resultados obtenidos no resultaron ser muy sensibles a la tasa anual utilizada.

excesivamente bajos¹³. Los tres métodos adicionales utilizados (LP, OP y BB), corrigen en teoría el sesgo de simultaneidad –OP también controla por el sesgo de selección– por lo que los coeficientes estimados se comportan en todos los casos de acuerdo a lo esperado – en relación a la estimación por MCO el coeficiente del trabajo es menor y el del capital es mayor-. En la Tabla A3 (Anexo A) se presentan con mayor detalle los resultados obtenidos en la estimación de la especificación dinámica del modelo, reportando en la columna (6) la estimación por BB finalmente utilizada y los estadísticos de prueba que fundamentan su elección. Los coeficientes estimados por estos tres métodos (OP, LP y BB) son usados para calcular la *ptf* a nivel de firma de acuerdo a lo establecido en la ecuación (3). Suponiendo estabilidad en los parámetros es posible obtener la *ptf* para la muestra completa, evitando la pérdida de observaciones asociadas a la estimación dinámica (GMM) o la presencia de inversión cero (OP).

En la Tabla A4 del Anexo A se presenta la evolución de la *ptf* estimada (media y mediana) según el método de estimación utilizado. Los niveles estimados son muy similares, siendo levemente superiores en la estimación por IG¹⁴. En la Tabla A5 (Anexo A) se reporta la matriz de correlaciones entre las distintas estimaciones. La correlación es muy alta entre las estimaciones estructurales de la función de producción obtenidas por OP, LP y BB; siendo en todos los casos superiores a 0.97. Las correlaciones de la *ptf* obtenida con estos estimadores y las obtenidas por MCO e IG son un poco menores, pero aún siguen siendo relativamente altas (superiores a 0.80).

A los efectos de analizar la evolución de la *ptf* promedio de la industria manufacturera para el período bajo estudio se construye un índice agregado ponderando la *ptf* estimada para cada firma por su participación en el personal ocupado (po) total de la industria manufacturera:

$$\widehat{ptf}_t = \sum_i s_{it} \widehat{ptf}_{it} \quad (12)$$

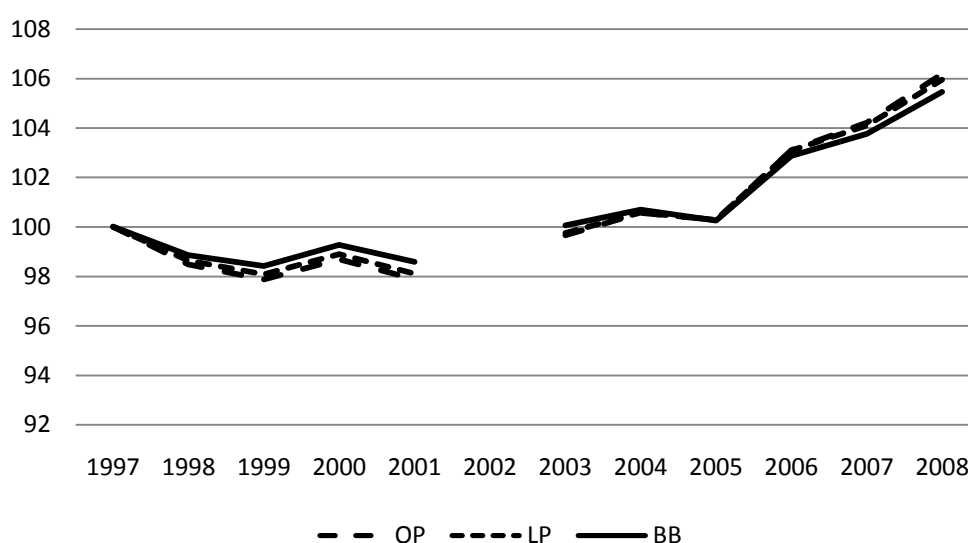
Dónde s_{it} es el peso relativo del empleo de la firma i en el personal ocupado total de la industria manufacturera en el año t ($s_{it} = po_{it} / \sum_i po_{it}$).

¹³ Por una discusión más detallada de los problemas del estimador IG en el contexto de una función de producción, véase Akerberg et al. (2007).

¹⁴ Estos resultados son similares a los obtenidos por Van Beveren (2012) y Van Biesebroeck (2008).

En el Gráfico 1 se presenta la evolución del índice obtenido según los tres métodos de estimación estructurales (OP, LP y BB). Se observa un estancamiento en los años previos a la crisis del 2002, y una tendencia creciente a partir del 2003. Los años posteriores a la crisis del 2002 se caracterizaron por tasas de crecimiento económico extraordinariamente altas, siendo la actividad industrial uno de los sectores impulsores de dicho crecimiento (Bittencourt, 2011). Esta dinámica industrial estuvo acompañada de altas tasas de inversión en bienes de capital, principal canal de transmisión de mejoras de productividad en la industria uruguaya. Sin embargo, la dinámica creciente del período 2006-2008 puede estar exacerbada debido a que el INE realizó importantes cambios en la muestra utilizada, reduciendo considerablemente el número de empresas relevadas en los tramos de empresas de menor tamaño¹⁵.

Gráfico 1: Evolución de la ptf promedio de la industria manufacturera, según método de estimación: 1997-2008. Índice 1997=100.



Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos utilizada.

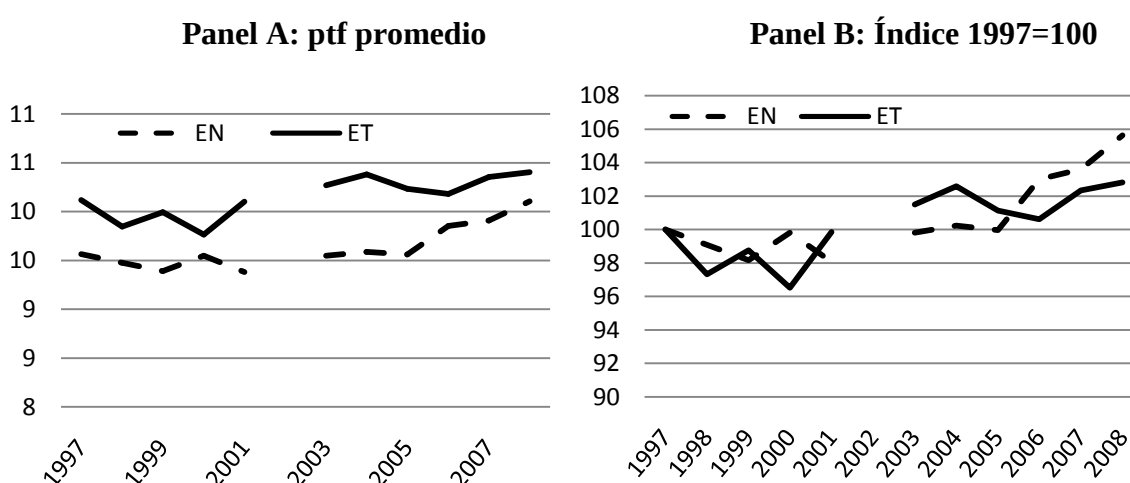
Con el objetivo de analizar la existencia de diferencias en la *ptf* promedio de las EN y ET, se desagrega la evolución promedio de la *ptf* estimada según propiedad del capital (véase Tabla A6 Anexo A). Acorde a lo planteado por la teoría, la evidencia indica que en

¹⁵ A los efectos de controlar por este posible efecto de los cambios de muestra, se realizaron estimaciones incluyendo solamente aquellas empresas que en algún año del período tenían un personal ocupado mayor o igual a 50. Sin embargo, no se encontraron cambios significativos.

la industria manufacturera uruguaya las ET son en promedio más productivas que las EN. En el Gráfico 2 Panel A se presenta la evolución del índice propuesto en la ecuación 12 para las EN y las ET.

La brecha promedio de productividad se ensancha en los años de la crisis económica, pero a partir del 2005 se comienza a reducir. Esto se ve reflejado en el índice presentado en el Panel B, donde se observa que la evolución de la *ptf* promedio de las EN presenta un dinamismo mayor en los últimos tres años analizados. Esto sugiere que en los años de crisis económica, las ET ven menos afectada su performance económica, lo que se encuentra vinculado a la escala global en la que operan estas empresas. La mayor dinámica de la *ptf* de las EN en los últimos años analizados puede encontrarse vinculada a un proceso de incorporación de tecnología a través de los altos niveles de inversión en bienes de capital registrados en esos años.

Gráfico 2: Evolución de la *ptf* promedio de la industria manufacturera (BB). Índice ponderado por el personal ocupado, 1997-2008.



Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos utilizada.

A los efectos de contrastar si las diferencias en las *ptf* estimadas para los dos grupos de empresas son estadísticamente significativas, se realizan una serie de test estadísticos¹⁶. Los resultados indican que la distribución de la *ptf* estimada es significativamente distinta para ambos grupos de empresas (Anexo A, Tabla A7). En el Gráfico A1 (Anexo A) se

¹⁶ Se realiza el test de igualdad de distribución de Kolmogorov-Smirnov y el test de igualdad de medias. Véase Tablas A7 y A8 del Anexo A.

presenta la densidad empírica de la *ptf* estimada (BB) según propiedad del capital (“*Kerneldensity*”) para algunos años seleccionados del período.

IV.2. Derrames de productividad

En la Tabla 2 se presentan los resultados de las estimaciones de derrames de productividad para la industria manufacturera uruguaya. Se incluyen todas las empresas y una variable *dummy* (et_{it}) que indica si la empresa tiene participación de capital extranjero¹⁷. Además de la variable $spill_{jt}$ que capta la participación de ET en el valor bruto de producción (vbp) de la rama a 4 dígitos de la CIIU rev3, se incluye su interacción con la *dummy* ($spill_{jt} * et_{it}$). Esta especificación permite analizar si los derrames sobre otras ET del sector son significativamente distintos a los recibidos por las EN.

En las columnas (1) a (3) se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), mientras que en las columnas (4) a (6) se utiliza el estimador “intragrupos” (IG) que permite controlar por heterogeneidad individual. En todos los casos se incluyen *dummies* anuales para controlar los shocks macroeconómicos. En las columna (1) se estima el modelo base con las tres variables de interés (et_{it} , $spill_{jt}$ y $spill_{jt}*et_{it}$) y *dummies* de sector industrial a 3 dígitos de la CIIU rev3 a los efectos de controlar por efectos fijos sectoriales (Dunning & Lundan, 2008). Tanto la *dummy* que indica que la firma tiene participación de capital extranjero (et_{it}) como la variable que capta la actividad de las ET en el sector, resultan positivas y significativas al 5%. Por tanto, existe una correlación positiva entre la propiedad del capital de la firma y su nivel de productividad, por lo que en promedio las ET son más productivas que las EN. A su vez, existe también una correlación positiva entre la participación de ET en el sector y los niveles de productividad observados ($spill_{jt}$). La interacción entre ambas variables no es significativa, por lo que no hay evidencia de derrames de productividad significativamente distintos sobre otras ET.

¹⁷ En el Anexo D se presenta la descripción de cada una de las variables utilizadas.

Tabla 2: Estimación derrames de productividad.

Variable dependiente ptf (Blundell & Bond) Muestra: Todas las empresas.

VARIABLES	(1) MCO	(2) MCO	(3) MCO	(4) IG	(5) IG	(6) IG
<i>et_{it}</i>	0.318** (0.135)	0.308** (0.129)	0.101 (0.128)	0.0822 (0.129)	0.0746 (0.128)	0.0754 (0.125)
<i>spill_{it}</i>	0.424** (0.160)	0.271* (0.160)	0.349** (0.162)	0.185 (0.211)	0.0919 (0.235)	0.101 (0.234)
<i>spill_{it}*et_{it}</i>	0.272 (0.393)	0.297 (0.377)	0.300 (0.364)	0.0987 (0.280)	0.132 (0.281)	0.107 (0.281)
<i>hhi_{it}</i>		0.165 (0.248)	0.151 (0.233)		0.335 (0.280)	0.394 (0.282)
<i>coefexpo4d_{it}</i>		0.152 (0.172)	-0.00484 (0.175)		0.288 (0.199)	0.195 (0.197)
<i>coefimpo4d_{it}</i>		0.354** (0.170)	0.0497 (0.144)		-0.154 (0.110)	-0.215** (0.106)
<i>coefexpo_{it}</i>			0.216* (0.122)			0.448*** (0.103)
<i>coefimpo_{it}</i>			0.485*** (0.0555)			0.239*** (0.0473)
<i>kh_{it}</i>			1.332*** (0.320)			0.107 (0.202)
<i>Constant</i>	8.927*** (0.0776)	8.848*** (0.114)	8.823*** (0.115)	9.663*** (0.0751)	9.608*** (0.0689)	9.485*** (0.0769)
<i>spill_{it} + (spill_{it}*et_{it})</i>				0,284 (0,2456)	0,224 (0,2296)	0,208 (0,2247)
Observations	6,728	6,722	6,670	6,728	6,722	6,670
R-squared	0.311	0.318	0.357	0.712	0.714	0.717
rama3d	SI	SI	SI	--	--	--
año	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Cluster-Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En la columna (2) se presentan los resultados incluyendo controles sectoriales¹⁸. El coeficiente importador del sector es el único que resultó significativo y positivo (al 10%). La variable et_{it} se mantiene positiva y significativa, con un coeficiente estimado muy similar al obtenido previamente. La variable $spill_{jt}$ si bien se mantiene positiva, resulta significativa solamente al 10%. En la columna (3) se adicionan controles a nivel de firma. El nivel de productividad de las empresas depende de características observables como el coeficiente exportador ($coefexpo_{it}$) e importador ($coefimpo_{it}$) y el nivel de calificación de los empleados, que en este caso se aproxima como el coeficiente de profesionales y técnicos en el personal ocupado total (kh_{it}). Las tres variables adicionales son significativas y con el signo esperado (positivo), por lo que la **ptf** se encuentra positivamente correlacionada tanto con la inserción internacional de las empresas como con el nivel de calificación de su personal. Al incluir estos controles a nivel de firma, la variable *dummy* et_{it} deja de ser significativa.

La presencia de capital extranjero se encuentra correlacionada con características inobservables de la firma como la habilidad gerencial y el *know-how*. Por tanto, en las columnas (4) a (6) se re-estiman los modelos anteriores controlando por heterogeneidad individual con el estimador intragrupos (IG). En las tres especificaciones, las tres variables de interés (et_{it} , $spill_{jt}$ y $et_{it}*spill_{jt}$) resultan no significativas. Por tanto, una vez que se controla por heterogeneidad individual no hay evidencia de derrames de productividad significativos sobre las EN, ni de que las ET sean en promedio más productivas.

El modelo con controles sectoriales y a nivel de firma (columna 6), indica que la inserción internacional (exportadora e importadora) genera un premio por productividad en las firmas industriales. Algunos desarrollos teóricos recientes han puesto de manifiesto las implicancias de la heterogeneidad a nivel de firma y sus vínculos con la inserción internacional (Melitz, 2003; Bernard *et al*, 2003). La evidencia para el caso uruguayo indica que el premio por productividad se encuentra más asociado a la inserción comercial de las empresas, en primer lugar como exportadoras y luego como importadoras, mientras que la propiedad del capital no aparece como un determinante estadísticamente significativo. Sin embargo, obsérvese que una de las características más relevantes de las ET que operan en la industria uruguaya es que presentan en promedio una mayor propensión exportadora e importadora (Tabla A10, Anexo A).

¹⁸ En la Tabla A9 del Anexo A se presenta el valor promedio de los controles sectoriales para el primer y último año del período. Los cambios procesados en la actividad industrial del país en el período analizado justifican su inclusión.

En la Tabla A11 (Anexo A) se reportan los coeficientes obtenidos para las tres variables de interés en el modelo de la columna 6, utilizando como variable dependiente la *ptf* estimada con los otros dos métodos de estimación estructural de la función de producción (OP y LP). Los resultados sobre derrames son robustos a las tres estimaciones de la *ptf*.

Algunas hipótesis de interés: i. Capacidad de absorción.

Si bien no hay evidencias de derrames estadísticamente significativos para el promedio de la industria manufacturera, estos resultados pueden estar ocultando efectos contrapuestos para distintos grupos de empresas según sus características. En particular, desde el trabajo de Cohen & Levinthal (1990) existe una vasta literatura que analiza la hipótesis de que la existencia de derrames de productividad se encuentra asociada a la capacidad de absorción de las EN, entendiendo por esto la capacidad de imitar o copiar con fines productivos las mejores prácticas organizacionales y tecnológicas de las ET (Barrios & Strobl, 2002; Girma, 2003; Kinoshita, 2001; Keller & Yeaple, 2003).

Con el fin de estudiar dicha hipótesis para el caso uruguayo, se define como *proxy* de la capacidad de absorción una variable *dummy* que toma el valor 1 cuando la empresa realiza gastos en I+D o gastos de patentes (*absor_{it}*). En la encuesta utilizada (INE) la variable de gastos en I+D es definida de forma amplia e incluye todos los gastos realizados en actividades científicas o técnicas con el fin de mejorar productos o procesos, por lo que no implica necesariamente un esfuerzo por crear nueva tecnología¹⁹. Sin embargo, el hecho de que la empresa realice esfuerzos por incorporar mejoras en los procesos o productos, o que realice esfuerzos para adquirir la tecnología disponible (patentes), es una buena *proxy* para captar la capacidad de absorción de las firmas. A los efectos de concentrar el análisis en las EN, se eliminan de la muestra las ET.

En la Tabla 3 se presentan las estimaciones obtenidas. En las columnas (1) y (2) se muestran las estimaciones del modelo base, utilizando el estimador MCO y el IG respectivamente. Puede observarse que los parámetros estimados son muy similares a los obtenidos en la Tabla 2 donde se incluían todas las empresas manufactureras (EN y ET).

¹⁹ El INE define la variable gastos en I+D como: “Investigación y desarrollo: comprende los gastos imputados a actividades científicas, técnicas, comerciales y financieras (realizadas por la empresa o terceros) necesarias para desarrollar o comercializar un producto nuevo o mejorarlo, mejoras en procesos y en las formas de organización y gestión del establecimiento”.

Tabla 3: Estimación derrames de productividad y capacidad de absorción.

Variable dependiente ptf (BB). Muestra: Empresas nacionales.

VARIABLES	(1) MCO	(2) IG	(3) MCO	(4) IG	(5) IG "Grandes"	(6) IG "Chicas"
$spill_{it}$	0.336** (0.167)	0.120 (0.252)	0.322* (0.174)	0.0874 (0.257)	-0.0334 (0.294)	0.314 (0.196)
hhi_{it}	0.0536 (0.226)	0.267 (0.263)	0.0637 (0.220)	0.270 (0.264)	0.503* (0.284)	-0.0838 (0.282)
$coefexpo4d_{it}$	-0.00759 (0.190)	0.166 (0.205)	0.00286 (0.193)	0.165 (0.204)	0.131 (0.239)	0.281 (0.208)
$coefimpo4d_{it}$	-0.0478 (0.151)	-0.233* (0.119)	-0.0613 (0.151)	-0.236* (0.118)	-0.165 (0.130)	-0.340** (0.158)
$coefexpo_{it}$	0.308** (0.148)	0.436*** (0.113)	0.308** (0.145)	0.435*** (0.113)	0.434*** (0.140)	0.457*** (0.169)
$coefimpo_{it}$	0.496*** (0.0609)	0.290*** (0.0480)	0.469*** (0.0591)	0.290*** (0.0478)	0.333*** (0.0463)	0.163* (0.0946)
kh_{it}	1.189*** (0.316)	0.0440 (0.188)	1.159*** (0.313)	0.0431 (0.188)	0.353** (0.176)	-0.465 (0.467)
$absor_{it}$			0.166*** (0.0623)	-0.0424 (0.0562)	-0.0945 (0.0653)	0.0880 (0.0884)
$absor_{it}*spill_{it}$			-0.00730 (0.142)	0.174 (0.171)	0.457** (0.222)	-0.284 (0.228)
Constant	8.829*** (0.120)	9.471*** (0.0858)	8.809*** (0.127)	9.478*** (0.0866)	9.414*** (0.0903)	9.578*** (0.105)
$spill_{it} + (absor_{it}*spill_{it})$				0,2617 (0,2823)	0,4233 (0,3522)	0,0294 (0,2541)
Observations	5,732	5,732	5,732	5,732	3,722	2,010
R-squared	0.319	0.685	0.324	0.685	0.679	0.705
rama3d	SI	--	SI	--	--	--
año	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Cluster-Robust standard errors in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

En las columnas (3) y (4) se incluye la variable $absor_{it}$ y su interacción con la variable que aproxima la existencia de derrames ($absor_{it}*spill_{it}$). En la estimación por MCO la capacidad de absorción es positiva y significativa, lo que está indicando que existe una correlación positiva entre la ptf y la realización de gastos en I+D o en gastos asociados

a la obtención de patentes. La *proxy* de derrames ($spill_{jt}$) resultó positiva y significativa al 10%, mientras que la interacción ($absor_{it}*spill_{jt}$) es no significativa, por lo que hay evidencia débil de derrames significativos sobre las EN, pero no hay evidencia de derrames significativamente diferentes en función de la capacidad de absorción de éstas últimas. Al controlar por heterogeneidad individual (columna 4), la capacidad de absorción ($absor_{it}$) y la *proxy* que capta los derrames sobre las empresas que no realizan esfuerzos en I+D ($spill_{jt}$) pierden significación. La interacción entre ambas variables nuevamente resulta no significativa.

Dicho resultado es similar al encontrado por Bittencourt & Domingo (2004) para el primer boom de transnacionalización de la economía uruguaya registrado en la década del noventa. La evidencia obtenida sugiere que en el segundo boom de ingreso de IED, y con una economía muy abierta a la competencia internacional, las EN innovadoras no se ven desplazadas por las ET que ingresan al sector, pero tampoco se ven favorecidas por encontrarse mejor preparadas para absorber los conocimientos productivos de éstas últimas.

La realización de gastos en I+D o gastos relacionados a la obtención de patentes, se encuentra muy correlacionado con el tamaño de la empresa²⁰. Las empresas pequeñas no realizan en general este tipo de actividades, dado que no poseen una escala productiva que haga rentable la realización de las mismas y suelen tener un acceso más restringido al crédito. Por tanto, en este caso resulta relevante controlar por el tamaño de las empresas. A tales efectos, se divide la muestra en aquellas empresas que tienen, al menos un año, personal ocupado mayor o igual a 50 personas ("grandes") y aquellas que tienen todos los años un personal ocupado total menor a 50 personas ("chicas").

En las columnas (5) y (6) se muestran los resultados obtenidos controlando por heterogeneidad individual (IG). En ambos casos la capacidad de absorción resulta no significativa ($absor_{it}$), por lo que no hay evidencia de que las empresas que realizan actividades de I+D sean en promedio más productivas. La variable que capta los derrames sobre las empresas que no realizan actividades de I+D resulta en ambos casos no significativa ($spill_{jt}$). La interacción de ambas variables resulta positiva y significativa al 5% para el grupo de empresas grandes, lo que significa que las grandes empresas del sector manufacturero uruguayo que realizan esfuerzos por mejorar sus productos o procesos

²⁰ La media en la muestra de la variable $absor_{it}$ es 0.25 si la empresa tiene personal ocupado mayor o igual a 50 (empresas grandes), en tanto que se reduce a 0.14 si tiene menos de 50 empleados (empresas chicas).

productivos o que adquieren tecnología mediante la adquisición de patentes reciben derrames de productividad significativamente mayores a las empresas grandes que no realizan dichos gastos. Por tanto, son éstas empresas las que se encuentran mejor preparadas para imitar las mejores prácticas productivas de las ET.²¹

En la Tabla A12 (Anexo A) se presentan los resultados obtenidos en el modelo de la columna (4) para las diversas estimaciones de la *ptf*. Los coeficientes estimados son muy similares y no presentan cambios en cuanto a la significación estadística.

ii. Intensidad tecnológica del sector

La idea de que la ausencia de derrames a nivel de toda la industria manufacturera oculta heterogeneidades no sólo a nivel de empresas, sino también a nivel sectorial, puede ser analizada a partir de submuestras que agrupen sectores industriales en función de algunas características de interés. En este sentido, se analiza el vínculo entre la intensidad tecnológica sectorial y la existencia de derrames de productividad horizontales. Desde el punto de vista teórico, se han planteado argumentos en ambos sentidos: los que plantean la hipótesis de “*catching-up*” sectorial que sostienen que es más probable la existencia de derrames en los sectores intensivos en tecnología (Findlay, 1978); y aquellos que argumentan que en los sectores de baja intensidad tecnológica es más probable la existencia de derrames (Lapan & Bardhan, 1973).

Una clasificación interesante a tales efectos es la propuesta por OCDE (2001) en función de la intensidad tecnológica del sector²². OCDE (2001) agrupa los sectores industriales en cuatro grandes categorías: alta, media-alta, media-baja y baja intensidad tecnológica (Anexo C). En base a dicha clasificación, y a los efectos de mantener un número de observaciones considerable dentro de cada grupo, se divide la muestra en dos: una sub-muestra para los de alta y media-alta tecnología (19.4% de las observaciones) y otra para los sectores de baja y media-baja intensidad tecnológica (80.6%).

La IED recibida en la industria manufacturera en la primera década de este siglo, a diferencia de lo que sucedió en la década del noventa, ha venido dirigida crecientemente a sectores intensivos en recursos naturales, todos ellos de baja o media-baja intensidad

²¹ Sin embargo, obsérvese que aún sobre este grupo de empresas los derrames de productividad son no significativos, dado que la combinación lineal de los coeficientes $spill_{jt} + (absor_{it} * spill_{jt})$ resulta ser no significativa.

²² Basada en la propuesta original para la CIIU rev2 realizada por Hatzichronoglou (1997).

tecnológica. En la Tabla A13 del Anexo A se presenta la participación promedio de las ET en los principales agregados sectoriales (*vab*, *vbp* y *po*) para el período previo a la crisis del 2002 y para los años posteriores. La presencia de ET crece marcadamente en los sectores de media-baja y baja intensidad tecnológica, mientras que cae fuertemente en los de alta y media-alta tecnología. Por tanto, la transnacionalización reciente de la economía uruguaya tiene dos caras: ha sido marcadamente creciente en los sectores de baja intensidad tecnológica y descendiente en los de alta intensidad tecnológica.

Dado este claro patrón de avance de la presencia de ET en la industria manufacturera uruguaya, resulta interesante analizar la posible existencia de un patrón también diferenciado en cuanto a los derrames horizontales de productividad que la actividad de las mismas pueda estar generando sobre las EN. En la Tabla A14 (Anexo A) se presenta la evolución promedio del valor agregado bruto (en logaritmos), la productividad total de factores (BB) y el coeficiente exportador según intensidad tecnológica. Todos los sectores industriales han presentado un dinamismo considerable, siendo particularmente elevado el de los sectores de alta tecnología impulsados por la industria farmacéutica y de instrumentos médicos.

En la Tabla 4 se presentan las estimaciones obtenidas por MCO y por IG. En las columnas (1) y (2) se reportan las estimaciones por MCO, estimando los errores estándar robustos a la presencia de correlación intra-grupos (CRSE). La estimación por MCO indica que existe una correlación positiva y significativa entre la presencia de ET y la productividad de las firmas domésticas en los sectores de baja intensidad tecnológica (Columna 2), mientras que en los sectores de alta intensidad los derrames son no significativos (Columna 1).

En las columnas (3) y (4) se estima controlando por heterogeneidad individual (IG) el modelo para las empresas de los sectores de alta y media-alta tecnología, mientras que en las columnas (5) y (6) se estima para los sectores de baja y media-baja intensidad tecnológica. En este caso, se estiman los errores estándar robustos a heteroscedasticidad (RSE) y robustos a la presencia de correlación intragrupos (CRSE).

Como fue presentado en la sección metodológica, los errores estándar robustos a correlación intragrupos (CRSE) son consistentes si el número de grupos es suficientemente grande y el tamaño de los mismos se encuentra balanceado. En ausencia de estas características, Nichols & Schaffer (2007) sostienen que los CRSE pueden llevar a errores mayores en la inferencia. En virtud de que en la presente estimación, la significación de las

variables de interés presenta cambios relevantes según el método utilizado para estimar los errores estándar de los coeficientes estimados, se presentan y discuten ambas estimaciones.

Tabla 4: Estimación derrames de productividad según intensidad tecnológica sectorial. Muestra: Empresas nacionales.

VARIABLES	(1) MCO Alta tecnología (crse)	(2) MCO Baja Tecnología (crse)	(3) IG Alta Tecnología (rse)	(4) IG Alta Tecnología (crse)	(5) IG Baja Tecnología (rse)	(6) IG Baja Tecnología (crse)
<i>spill_{it}</i>	-0.266 (0.290)	0.509*** (0.184)	-0.208 (0.152)	-0.208 (0.294)	0.303*** (0.109)	0.303 (0.301)
<i>hhi_{it}</i>	-0.0894 (0.635)	0.0896 (0.206)	0.607** (0.299)	0.607 (0.547)	0.157 (0.129)	0.157 (0.293)
<i>coefexpo4d_{it}</i>	-0.194 (0.566)	-0.0440 (0.196)	0.900*** (0.282)	0.900* (0.465)	-0.0237 (0.120)	-0.0237 (0.225)
<i>coefimpo4d_{it}</i>	0.287 (0.218)	-0.176 (0.174)	-0.555*** (0.196)	-0.555* (0.304)	-0.194** (0.0806)	-0.194 (0.122)
<i>coefexpo_{it}</i>	-0.144 (0.106)	0.390** (0.177)	-0.131 (0.183)	-0.131 (0.228)	0.546*** (0.116)	0.546*** (0.109)
<i>coefimpo_{it}</i>	0.613*** (0.138)	0.469*** (0.0665)	0.344*** (0.0844)	0.344** (0.126)	0.285*** (0.0471)	0.285*** (0.0541)
<i>kh_{it}</i>	0.632 (0.428)	1.361*** (0.391)	-0.346 (0.298)	-0.346 (0.518)	0.206 (0.182)	0.206 (0.189)
<i>Constant</i>	9.576*** (0.543)	8.811*** (0.124)	10.15*** (0.120)	10.15*** (0.171)	9.362*** (0.0489)	9.362*** (0.102)
Observations	1,129	4,603	1,129	1,129	4,603	4,603
R-squared	0.340	0.281	0.714	0.714	0.662	0.662
rama3d	SI	SI	--	--	--	--
Cluster (N°)			18	18	52	52
año	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Cluster-robust standard errors (crse) o Robust estándar errors (rse) in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Los niveles de productividad de las empresas de los sectores de media-baja y baja intensidad tecnológica se encuentran fuertemente asociados a los vínculos comerciales internacionales de la firma, ya sea mediante su inserción exportadora como mediante la

utilización de insumos importados (Columnas 5 y 6). Por su parte, en los sectores intensivos en tecnología la inserción exportadora de la firma no genera un premio de productividad, en tanto que sí lo reciben si son más intensivas en el uso de insumos importados (Columnas 3 y 4).

En cuanto a la variable de interés, se observa en las columnas (3) y (4) que el coeficiente que capta los derrames horizontales de productividad no es significativo, sin importar el estimador de los errores estándar utilizado (RSE o CRSE). Sin embargo, en los sectores de baja intensidad tecnológica (columnas 5 y 6), la estimación de los derrames resulta positiva y significativa al 1% si se estiman los errores estándar por RSE, en tanto que pierden significación si se estiman por CRSE. En este caso, los errores estándar casi se triplican, mientras que en las demás variables agregadas como máximo se duplican.

En virtud del fuerte impacto que presenta el estimador de los errores estándar utilizado sobre la significación de la variable de interés, se realiza el procedimiento bi-etápico propuesto por Donald & Lang (2007) y por Angrist & Pischke (2008). En la Tabla A15 del Anexo A se presentan las estimaciones obtenidas. Según este método, la variable de interés resulta nuevamente positiva y significativa al 1%. Sin embargo, este método tiene la fuerte limitante de que no es posible controlar por efectos fijos en la segunda etapa, por lo que nuevamente la evidencia obtenida debe interpretarse con cautela.

Los resultados indican que hay evidencia débil de derrames de productividad horizontales únicamente en los sectores de baja y media-baja tecnología. En estos sectores, se concentra la gran mayoría de la actividad industrial del país (80% de las observaciones en la muestra), son los sectores más maduros de la industria y donde se concentran las ventajas comparativas. En estas actividades productivas, al menos en promedio, todas las formas de internacionalización son mecanismos de transmisión de mejores prácticas productivas.

Lo contrario sucede en los sectores intensivos en tecnología. Los resultados obtenidos en este caso son robustos a los diversos métodos de estimación, e indican que las empresas no obtienen un “premio de productividad” por tener un comportamiento exportador y no se benefician de la presencia de ET en el sector. Los sectores intensivos en tecnología (alta y media-alta) más representativos de la industria uruguaya (medicamentos, químicos y automotriz), si bien mejoran su inserción exportadora, se orientan casi en exclusividad a la región amparados en los acuerdos comerciales vigentes. Estos sectores no

son competitivos extra-regionalmente, al tiempo que las ET presentes en los mismos, suelen ingresar con una estrategia de acceso al mercado ampliado del MERCOSUR. La baja intensidad del tejido industrial en estos sectores, combinado con el retroceso y la escasa difusión tecnológica de las ET, dificultan la transmisión de las posibles externalidades positivas intra-sectoriales.

Los resultados obtenidos son similares a los obtenidos por Keller & Yeaple (2003), Kathuria (1998) y Cantwell (1989), en el sentido de que los sectores en que hay derrames horizontales positivos suelen presentar un desarrollo importante en la economía receptora y generalmente son competitivos internacionalmente. Estos resultados sugieren que tal vez lo relevante no es la intensidad tecnológica sectorial, sino el grado de desarrollo sectorial, la competitividad internacional o la existencia de ventajas comparativas (reveladas o potenciales). Las empresas domésticas que se benefician de la mayor presencia de ET operan en sectores de actividad relativamente maduros de la economía receptora, donde el país receptor ha alcanzado algún grado de desarrollo de sus capacidades productivas de forma autónoma, generalmente apoyado en alguna ventaja comparativa sectorial.

iii. Dos sectores claves: alimentos-bebidas y madera-papel.

La evidencia indica que es en los sectores donde el país ha desarrollado capacidades productivas de forma previa al ingreso de las ET, donde es más probable la existencia de derrames. Pero, si el sector es maduro y competitivo internacionalmente, es muy probable que ya tenga incorporado en gran medida las mejores prácticas productivas. La evidencia sugiere que en el caso de la industria uruguaya, la inserción exportadora y la utilización de insumos importados, son fuentes importantes de incorporación de nuevas tecnologías y de buenas prácticas productivas. Entonces, en los sectores exportadores muy maduros, todos ellos de baja intensidad tecnológica, la posibilidad de derrames se ve reducida y es más probable que se verifique un efecto desplazamiento a partir del ingreso de la IED. Los sectores productivos y las empresas locales, deben tener un nivel de madurez mínimo antes del ingreso de la IED²³, pero si ya han alcanzado una madurez exportadora considerable, es posible que ya no puedan beneficiarse en gran medida de la mayor presencia de ET.

²³ El modelo de Findlay (1978), si bien plantea que la probabilidad de observar derrames de productividad se encuentra asociada positivamente a la brecha tecnológica existente, reconoce que el país receptor debe al menos haber alcanzado un umbral mínimo de desarrollo de sus capacidades productivas.

Las capacidades productivas de los países se encuentran muy atadas a sus ventajas comparativas estáticas. En el proceso de transnacionalización reciente, hubo dos sectores con claras ventajas comparativas pero con características muy distintas en cuanto a la madurez e inserción exportadora (alimentos-bebidas y madera-papel), que recibieron intensamente IED y que por tanto, podrían brindar evidencia en relación a la hipótesis planteada.

El sector de alimentos y bebidas es un sector maduro, con una larga tradición exportadora²⁴. El Uruguay tiene claras ventajas comparativas en estas actividades a partir de la dotación relativamente abundante de tierras de buena calidad, y ha desarrollado las capacidades productivas necesarias para explotarlas. También son muy claras las ventajas comparativas que tiene el país para la producción de bienes basados en la silvicultura. Sin embargo, Uruguay no tiene una larga tradición exportadora en este sentido y solo recientemente se ha desarrollado la industria de la celulosa a gran escala y la industria procesadora de la madera (chips, contrachapados, etc), ambos sectores impulsados fuertemente por la transnacionalización reciente.

Si las ventajas comparativas son clave para el desarrollo de las capacidades productivas y de la inserción exportadora de los países, ambos sectores las tienen, sin embargo, solo uno de ellos se puede considerar "exportador maduro" antes del ingreso de la IED. En estas condiciones, resultan ser casos interesantes para analizar el vínculo entre los derrames de productividad y el grado de desarrollo e inserción exportadora del sector previo al ingreso de la IED.

Con ese objetivo, se estiman dos modelos en los que se incluye una *dummy* del sector y la interacción de ésta con la participación de las ET en el valor bruto de producción sectorial ($spill_{jt}$). Esta especificación tiene la ventaja de usar toda la información contenida en la muestra y permite comparar los derrames promedio sobre el sector de interés en relación a los derrames promedio de los demás sectores. Obsérvese que la estimación por IG no permite identificar la *dummy* sectorial. Sin embargo, con esta especificación la variable $spill_{jt}$ capta los derrames promedio sobre todos los sectores excluido el de interés, en tanto que la interacción de ésta con la *dummy* del sector permite identificar si existe un efecto diferencial sobre el sector analizado. Los resultados se presentan en la Tabla 5.

En las columnas (1) a (3) se presentan las estimaciones para el sector de alimentos y bebidas (división 15 de la CIIU rev3). En la columna (1) se estima por MCO, mientras que

²⁴ Carne, leche y granos representaron históricamente entre 35-40% de las exportaciones totales de bienes.

en las columnas (2) y (3) se utiliza el estimador intragrupos con los estimadores de los errores estándar RSE y CRSE respectivamente. En la estimación por MCO la variable $spill_{jt}$ resulta ser positiva y significativa al 5%. Esto estaría indicando, que para el promedio de la industria uruguaya excluido el sector de alimentos y bebidas, existe una correlación positiva entre la presencia sectorial de ET y la *ptf* de las firmas. Si se controla por la presencia de heterogeneidad individual, dicha variable se mantiene positiva y significativa si se utiliza la matriz de varianzas y covarianzas robusta a heteroscedasticidad (RSE), pero pierde significación si se estima una matriz robusta a la presencia de correlación intragrupos (CRSE).

En la estimación IG, la interacción de $spill_{jt}$ con la *dummy* que indica si la empresa pertenece al sector de alimentos, es negativa y significativa al 1% con RSE y al 10% con CRSE. Esto significa que los efectos de derrame sobre las empresas del sector de alimentos son significativamente menores a los observados para el promedio de la industria. Si se impone al modelo la restricción lineal $spill_{jt} + alim_{it}*spill_{jt}$, el coeficiente obtenido capta la presencia de derrames de productividad sobre las empresas del sector de alimentos y bebidas (en la Tabla 5 “*restricc_lineal*”). En este caso, el coeficiente estimado es negativo y significativo en el modelo con RSE, pero no significativo con CRSE.

Esta evidencia para el sector alimentos, si bien débil, permite sostener la idea de que cuando la IED se dirige a este sector de la economía uruguaya, de baja intensidad tecnológica, basado en las ventajas comparativas estáticas y con una larga tradición exportadora, es más probable que genera efectos negativos sobre las EN. Las empresas del sector ya han desarrollado las capacidades productivas que le permiten insertarse competitivamente en los mercados mundiales, y al ser un sector que utiliza tecnología madura, las empresas acceden fácilmente a las mismas mediante la importación de bienes de capital. Por tanto, el ingreso de IED en estos sectores puede estar generando un efecto desplazamiento que prima sobre los posibles derrames positivos de mejores prácticas organizativas.

**Tabla 5: Estimación derrames de productividad: Alimentos y bebidas y
Madera-Papel. Muestra: Empresas nacionales.**

VARIABLES	Alimentos			Madera y Papel		
	(1) MCO (crse)	(2) IG (rse)	(3) IG (crse)	(4) MCO (crse)	(5) IG (rse)	(6) IG (crse)
<i>spill_{it}</i>	0.444** (0.216)	0.283*** (0.0962)	0.283 (0.254)	0.263 (0.166)	0.0281 (0.0952)	0.0281 (0.258)
<i>hhi_{it}</i>	0.0791 (0.234)	0.216* (0.121)	0.216 (0.264)	0.0468 (0.225)	0.239** (0.119)	0.239 (0.258)
<i>coefexpo4d_{it}</i>	-0.007 (0.189)	0.189* (0.106)	0.189 (0.204)	0.007 (0.186)	0.155 (0.106)	0.155 (0.207)
<i>coefimpo4d_{it}</i>	-0.0148 (0.138)	-0.248*** (0.0742)	-0.248** (0.116)	-0.0232 (0.149)	-0.201*** (0.0748)	-0.201* (0.107)
<i>coefexpo_{it}</i>	0.305** (0.146)	0.451*** (0.101)	0.451*** (0.113)	0.305** (0.145)	0.429*** (0.102)	0.429*** (0.111)
<i>coefimpo_{it}</i>	0.500*** (0.0596)	0.292*** (0.0416)	0.292*** (0.0473)	0.491*** (0.0609)	0.288*** (0.0416)	0.288*** (0.0486)
<i>kh_{it}</i>	1.189*** (0.316)	0.0652 (0.158)	0.0652 (0.187)	1.181*** (0.311)	0.0470 (0.158)	0.0470 (0.189)
<i>alim_{it}</i>	-0.449* (0.247)					
<i>alim_{it}*spill_{it}</i>	-0.270 (0.276)	-0.768*** (0.180)	-0.768* (0.409)			
<i>madera_{it}</i>				0.313 (0.265)		
<i>madera_{it}*spill_{it}</i>				0.490 (0.386)	0.443** (0.192)	0.443 (0.479)
<i>Constant</i>	9.308*** (0.214)	9.484*** (0.0447)	9.484*** (0.0793)	8.841*** (0.120)	9.487*** (0.0452)	9.487*** (0.0927)
<i>restricc_lineal</i>		-0.485*** (0.1646)	-0.485 (0.3531)		0.471*** (0.1750)	0.471 (0.4204)
Observations	5,732	5,732	5,732	5,732	5,732	5,732
R-squared	0.320	0.686	0.686	0.320	0.685	0.685
rama3d	SI	--	--	SI	--	--
ago	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Cluster-robust standard errors (crse) o Robust estándar errors (rse) in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Otro elemento a tomar en cuenta, es que en el sector analizado –y particularmente en algunos subsectores claves como la industria frigorífica- el ingreso de IED fue mayormente bajo la modalidad de fusiones y adquisiciones, siendo relativamente marginal el ingreso bajo la forma de “*greenfield*” o nueva inversión. A su vez, otra característica es que esa IED se origina principalmente en países latinoamericanos, con gran representación de Argentina y Brasil. La literatura ha destacado que estas variables (forma de ingreso y grado de desarrollo del país emisor) pueden ser determinantes para la existencia de derrames de productividad (véase Crespo & Fontoura, 2006).

A pesar de tener claras ventajas comparativas para la plantación de bosques artificiales y por tanto para desarrollar la industria de la madera y el papel, Uruguay no había desarrollado las capacidades necesarias para lograr una inserción exportadora considerable en estos sectores. Es recién con la llegada de la IED que el país comienza a exportar grandes cantidades de madera y de celulosa. La industria de la celulosa es intensiva en economías de escala, y las empresas uruguayas no estaban en condiciones de desarrollar emprendimientos de tal magnitud (dificultades de acceso a crédito, no contaban con el *know-how* mínimo necesario, entre otras)²⁵. Pero la industria de la madera (chips, contrachapados, aserraderos) no requiere de grandes escalas y sin embargo había sido una actividad productiva marginal y con bajo dinamismo.

La hipótesis es que con la llegada de las ET las empresas uruguayas se vieron beneficiadas del mayor acceso a las maquinarias de última generación para el trabajo de la madera (trozado, pulido, etc) y presenciaron cómo estas empresas introducían, con la llegada de operarios y técnicos especializados, el *know-how* acumulado en años de actividad en sus países de origen. A partir de la simple observación e imitación de las prácticas productivas las EN existentes -y las que surgieron en el período- incorporaron rápidamente estas nuevas formas de organizar la producción. Por tanto, es posible que en este sector los derrames se verifiquen principalmente por los canales de la imitación y la movilidad de trabajadores. Al observar las características de la IED, y en contraste con lo ocurrido en el sector de alimentos-bebidas, en este sector el ingreso de los capitales fue principalmente bajo la forma de nueva inversión. A su vez, los capitales son originarios

²⁵ De hecho, en este sector no hay grandes empresas uruguayas produciendo. El análisis aislado del sector de papel, es imposible debido al bajo número de empresas y observaciones.

casi exclusivamente de los países nórdicos (Finlandia, Suecia) y de Chile, todos ellos con ventajas comparativas en dicha actividad y con una larga tradición productora y exportadora en dichos sectores.

Los resultados obtenidos para el sector de madera y papel se presentan en las columnas (4) a (6) de la Tabla 5. La variable que capta la existencia de derrames promedio sobre la industria manufactura, excluido el sector de madera y papel, resulta no significativa, tanto estimando por MCO como cuando se controla por heterogeneidad individual (con RSE y con CRSE). La interacción ($madera_{it} * spill_{jt}$) resulta no significativa en la estimación MCO y en la estimación IG con CRSE, siendo significativa al 5% sólo en la estimación IG con RSE. Esto indica que si bien los derrames promedio sobre las EN del sector de madera y papel son mayores a los obtenidos para el promedio de los demás sectores, las diferencias no son significativas (salvo en la estimación IG con RSE). A los efectos de captar el derrame promedio sobre el sector de interés, se impone la restricción lineal $spill_{jt} + madera_{it} * spill_{jt}$, con lo que se obtiene un coeficiente positivo, pero significativo únicamente en la estimación IG con RSE. La evidencia de un derrame de productividad significativamente mayor sobre el sector de madera y papel es muy débil.

Los resultados obtenidos en el análisis de estos dos sectores claves, si bien van en la dirección de las hipótesis planteadas, resultan débiles debido a que no son robustos a los diversos métodos de estimación utilizados, tanto para estimar el modelo como para estimar los errores estándar de los coeficientes estimados. La debilidad en estos resultados, posiblemente se encuentre vinculada a que ambos sectores son muy heterogéneos en su interior, pero un análisis a un nivel más desagregado (por ejemplo sectores a 4 dígitos de la CIIU) es imposible debido al bajo número de observaciones.

V. Conclusiones

En este trabajo se analizan los efectos de derrame de productividad horizontales asociados a la creciente participación de empresas extranjeras en la actividad industrial de la economía uruguaya. Utilizando un panel de firmas manufactureras para el período 1997-2008, se realizan estimaciones econométricas en dos etapas. En una primera etapa, se estima en forma estructural una función de producción de tipo de Cobb-Douglas por los

métodos propuestos por Blundell & Bond (BB), Olley & Pakes (OP) y Levinshon & Petrin (LP); y se recupera la *ptf* estimada. Los resultados obtenidos por los diversos métodos son muy similares y evidencian una evolución pro cíclica de la *ptf* promedio de las firmas manufactureras uruguayas.

El análisis de la *ptf* promedio estimada, discriminando por propiedad del capital, pone de manifiesto -en línea con lo planteado por la teoría-, que las ET son en promedio más productivas que las EN, y que dichas diferencias son estadísticamente significativas. A su vez, la evidencia sugiere que en los años de crisis económica la brecha de productividad entre las ET y las EN se ensancha, reduciéndose considerablemente en los años de crecimiento económico. Esto se encuentra asociado a la escala global con la que operan las ET y a su menor dependencia del ciclo económico de la economía receptora.

En la segunda etapa, se especifica y estima un modelo base para captar la existencia de derrames de productividad intrasectoriales asociados a la mayor presencia de ET en la industria manufacturera, utilizando la *ptf* estimada en la primera etapa como variable dependiente. Los resultados de la estimación de este modelo base recogen una serie de hallazgos empíricos de interés. En primer lugar, la evidencia obtenida indica que si bien existe una correlación positiva entre la mayor presencia de ET a nivel sectorial y la *ptf* de las firmas, una vez que se controla por efectos fijos inobservables no hay evidencia de derrames de productividad estadísticamente significativos para el promedio de la industria manufacturera uruguaya. En segundo lugar, debe destacarse que la *ptf* se encuentra muy asociada -en forma positiva- a la inserción exportadora e importadora de las firmas. Por tanto, si bien las ET son en promedio más productivas que las EN, los determinantes de esa mayor productividad se encuentran principalmente vinculados a las características de mayor inserción internacional de las ET que operan en la industria uruguaya, y no se encuentran determinados estrictamente por la propiedad extranjera del capital.

Ante la ausencia de derrames significativos para el promedio de la industria manufacturera, y a partir de la idea de que los derrames de productividad son heterogéneos, se realizan una serie de modificaciones al modelo base a los efectos de analizar algunas hipótesis de particular interés para la industria manufacturera uruguaya del período.

En primer lugar, se analiza si la existencia de derrames se encuentra vinculada a la capacidad de absorción de las empresas domésticas. Nuevamente, se observa que si bien existe una correlación positiva entre la capacidad de absorción y la *ptf* de las firmas, una

vez que se controla por heterogeneidad individual no hay evidencia de que las firmas con mayor capacidad de absorción sean más productivas y tampoco de que reciban derrames de productividad significativos. Sin embargo, al dividir la muestra en función del tamaño de las empresas, se encuentra que las grandes firmas manufactureras con capacidad de absorción reciben derrames de productividad significativamente superiores a sus similares sin capacidad de absorción, en tanto que las empresas pequeñas nunca se benefician de la mayor presencia de ET en su sector de actividad.

En segundo lugar, a partir de la observación del patrón de ingreso de la IED en la industria manufacturera uruguaya del período, caracterizado por un marcado avance en los sectores de baja intensidad tecnológica y un retroceso en aquellos de alta intensidad tecnológica, se analiza si los efectos de derrames son distintos en estos dos grandes grupos de empresas. Los resultados obtenidos indican que las EN que operan en los sectores intensivos en tecnología en ningún caso reciben derrames de productividad significativos. La baja intensidad del tejido industrial y la estrategia de retroceso de las ET resultan ser aspectos determinantes de estos resultados. Por su parte, en aquellos sectores clasificados como de baja intensidad tecnológica, donde se concentra la gran mayoría de la actividad industrial del país, se encuentra evidencia “débil” de existencia de derrames de productividad positivos. En este grupo se encuentran todos los sectores tradicionales del país, en su gran mayoría procesadores de insumos nacionales de origen primario, con EN competitivas internacionalmente y con un tejido industrial considerable.

Estos resultados sugieren, en línea con los resultados obtenidos para otros países, que posiblemente lo relevante no sea la intensidad tecnológica del sector, sino el grado de desarrollo sectorial de la economía receptora previo al ingreso de la IED. Haber alcanzado algún nivel de competitividad internacional o gozar en algún grado de ventajas comparativas –reveladas o potenciales– son aspectos importantes. Parece más probable observar derrames de productividad positivos en aquellos sectores donde el país receptor ha alcanzado un umbral mínimo de desarrollo de las capacidades productivas y del tejido industrial.

En tercer lugar, se especificaron variaciones al modelo base para analizar la existencia de derrames heterogéneos en dos sectores paradigmáticos del reciente proceso de transnacionalización de la economía uruguaya: los sectores de alimentos-bebidas y madera-papel. Los resultados obtenidos indican que las empresas del sector de alimentos, reciben derrames de productividad significativamente menores a los observados para el

resto de las empresas industriales. Por el contrario, si bien con evidencia débil, en el sector de madera y papel existen algunos indicios de que los derrames de productividad son significativamente mayores a los registrados para el promedio de las demás empresas industriales.

Las empresas del sector de alimentos son competitivas internacionalmente, y posiblemente ya han incorporado las mejores prácticas productivas a partir de la tradicional fuerte inserción exportadora. En este contexto, el ingreso de IED básicamente bajo la forma de fusiones y adquisiciones desde países de la región, parece estar generando un efecto de derrame negativo asociado al desplazamiento de las EN. Por el contrario, en el sector de madera-papel, que contaba con ventajas comparativas en su fase primaria pero que el país había explotado solo marginalmente hasta el ingreso de la IED, la mayor presencia de ET proveniente de países maduros en dichas actividades productivas esta generando un efecto de derrame positivo sobre las EN, con la introducción de nuevas maquinarias y técnicos calificados. A partir del movimiento de trabajadores o la simple imitación, las empresas domésticas se benefician -al menos débilmente- de la mayor presencia de ET.

Los resultados obtenidos respaldan la propuesta de Lipsey & Sjöholm (2005) de que la pregunta a responder no es ¿cómo el ingreso de IED afecta a las empresas y sectores económicos del país receptor?, sino ¿qué tipo de empresas y sectores son los que se ven beneficiados? La evidencia para la industria uruguaya del período pone de manifiesto que los resultados son heterogéneos, y que el ingreso de IED seguramente genere efectos negativos y positivos sobre distintos grupos de empresas. La identificación de las empresas y sectores potencialmente ganadores y perdedores del ingreso de IED al país, debería ser una variable clave para una política consistente de promoción de la IED, o al menos, para buscar los instrumentos adecuados de política que permitan minimizar los impactos sobre las empresas afectadas negativamente.

Este trabajo ha contribuido con evidencia empírica que pone de manifiesto algunos de los aspectos más relevantes que determinan la dirección e importancia de los impactos indirectos de la mayor presencia de ET en la actividad industrial del Uruguay. Pero la característica de heterogeneidad de los impactos, deja en sí misma planteada la necesidad de profundizar el estudio en la búsqueda de más características de las empresas y sectores que pueden ser relevantes para la industria uruguaya. Evaluar aspectos como la importancia del país de origen de los capitales y la brecha tecnológica entre ET y EN,

seguramente permitan identificar y comprender mejor los determinantes de los impactos indirectos del ingreso de IED. Asimismo, el análisis de la existencia de derrames de productividad verticales es otra de las extensiones del presente trabajo, necesaria para tener una visión más completa de todos los efectos indirectos generados por la mayor presencia de ET en la industria uruguaya.

Bibliografía

Akerberg, D.; Benkard, C.; Berry, S. & Pakes, A. (2007): "Econometric tools for analyzing market outcomes". En Heckman, J. & Leamer, E. (eds), *Handbook of Econometrics*. Vol. 6(1), pp. 4171-4276.

Aitken, B. & Harrison, A. (1999): "Do Domestic firms benefit from Foreign Direct Investment? Evidence from Venezuela". *American Economic Review*, Vol. 89, Issue 3, pp 605-618.

Angrist, J. & Pischke, J. (2008): "Mostly Harmless Econometrics: an empiricist's companion". Princeton University Press.

Arellano, M. & Bond, S. (1991): "Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations". *Review of Economics Studies*, Vol. 58, pp. 277-297.

Barrios, S. & Strobl, E. (2002): "Foreign Direct Investment and Productivity Spillovers: Evidence from the Spanish Experience". *Weltwirtschaftliches Archiv / Review of World Economics*, 138(3), 459-481.

Bernard, A.; Eaton, J.; Jensen, B. & Kortum, S. (2003): "Plants and productivity in international trade". *American Economic Review* Vol. 93, pp. 1268–1290.

Bittencourt, G & Domingo, R (2004): "Efectos de "Derrame" de las Empresas Transnacionales en la Industria Manufacturera Uruguay (1990-2000)". Documento de Trabajo N° 12/04. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Udelar. Montevideo, Diciembre de 2004.

Bittencourt, G.; Carracelas, G.; Doneschi, A. & Reig Lorenzi, N. (2009): "Tendencias recientes de la Inversión Extranjera Directa en Uruguay". Documento de Trabajo N° 27/09. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Udelar. Montevideo, Noviembre de 2009.

Bittencourt, G. (2011): "¿Hacia dónde va el desarrollo económico en Uruguay?. Lo que nos falta para la estrategia Uruguay III Siglo". En Arocena, R. y Caetano, G. (editores): *La Aventura Uruguaya. La Agenda del Futuro*. Editorial Random House Mondadori. Montevideo.

- Blömmström, M. (1991): "Host Country Benefits of Foreign Investment". Working Paper N° 3615. National Bureau of Economic Research. Cambridge. February, 1991.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998): "GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions". The Institute for Fiscal Studies (IFS), Working Papers Series N° W99/4.
- Bond, J. & Söderbom, M. (2005): "Adjustment Costs and the Identification of Cobb-Douglas Production Functions". The Institute for Fiscal Studies, Working Paper Series N° 05/05.
- Cameron, A.; Miller, D. & Gelbach, J. (2006): "Bootstrap-Based improvements for inference with clustered errors". Working Paper 06-21. Working Papers Series, University of California (Davis).
- Cantwell, J. (1989): *Technological Innovation and Multinational Corporations*, Basil Blackwell, Oxford.
- Caves, R. (1974): "Multinational Firms, Competition and Productivity in Host-Country Markets". *Económica* N° 41, pp. 176-193.
- Crespo, N & Fontoura, M. (2006): "Determinant factors of FDI spillovers. What do we really know?". *World Development*, Vol. 35, N° 3, pp. 410-425.
- Coase, R. (1937): "The nature of the firm". *Economica*, Vol N° 4, Issue 16, pp. 386-405. Noviembre, 1937.
- Cohen, W. & Levinthal, D. (1990): "Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation". *Administrative Science Quarterly*. Vol. 35(1), pp. 128-152.
- De Loecker, J. (2007): "Product differentiation, multi product firms and estimating the impact of trade liberalization on productivity". National Bureau of Economic Research. Working Paper Series 13155.
- Domingo, R & Tansini, R (2010): "El efecto de las empresas extranjeras y la competencia en la eficiencia del sector manufacturero uruguayo 1988-1994". Documento de Trabajo N° 19/10. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Udelar. Montevideo, Noviembre de 2010.
- Donald, S. & Lang, K. (2007): "Inference with Difference-in-Differences and Other Panel Data". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 89, pp. 221-233.
- Dunning, J. (1993): *Multinational Enterprises and the Global Economy*. Addison Wesley Publishing Company.
- Dunning, J. & Lundan, S. (2008): *Multinational Enterprises and the Global Economy*. Second Edition. Edward Elgar Publishing Limited.

Findlay, R. (1978): "Relative Backwardness, Direct Foreign Investment, and The Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 92, No. 1 (Feb., 1978), pp. 1-16. Published by Oxford University Press.

Fosfuri, A.; Motta, M. & Ronde, T. (2001): "Foreign Direct Investment and Spillovers Through Workers' Mobility". *Journal of International Economics*, Vol. 53(1), pp. 205-222.

Girma, S. (2003): "Absorptive capacity and productivity spillovers from FDI: a threshold regression analysis". Working Paper 25/2003. European Economy Group.

Görg, H & Greenaway, D. (2001): "Foreign Direct Investment and Intra-Industry Spillovers: A review of the literature". Research Paper 2001/37. Research Papers Series. The University of Nottingham.

Haddad, M. & Harrison, A. (1993): "Are there positive spillovers from Foreign Direct Investment? Evidence from panel data for Morocco". *Journal of Development Economics* 42 (1): 51-74.

Hymer, S. (1976): *The International Operations of National Firms: A Study of Direct Foreign Investment*. Cambridge: MIT Press, 1976.

Kathuria, V. (1998): "Technology Transfer and Spillovers for Indian Manufacturing Firms". *Development Policy Review*, Vol. 16, pp. 73-91.

Keller, W. & Yeaple, S. (2003): "Multinational enterprises, international trade, and productivity growth: Firm-level evidence from the United States". GEP Research Paper 03/13. University of Nottingham.

Kézdi, G. (2004): "Robust Standard Error Estimation in Fixed-Effects Models". *Hungarian Statistical Review*, Special Number 9, pp. 95-116.

Kinoshita, Y. (2001): "R&D and technology spillovers through FDI: innovation and absorptive capacity". CEPR discussion paper 2775. London: Centre for Economic Policy Research.

Kokko, A; Tansini, R & Zeján, M (1996): "Local Technological Capability and Productivity Spillovers from FDI in the Uruguayan Manufacturing Sector" *Journal of Development Studies*, Vol.32, 602-611.

Lapan, H. & Bardhan, P. (1973): "Localized Technical Progress and Transfer of Technology and Economic Development". *Journal of Economic Theory*, Vol. 6, pp 585-595.

Levinsohn, J. & Petrin, A (2003): "Estimating production functions using inputs to control for unobservables", *Review of Economic Studies*, Vol 70 (2).

Liang, K. & Zeger, S. (1986): "Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models". *Biometrika*, Vol. 73. pp. 13-22.

Lipsey, R. (2004): "Home and Host Country Effects of Foreign Direct Investment". In Baldwin, R. & Winters, A. (eds): *Challenges to Globalization*. Chicago: University of Chicago Press.

Lipsey, R. & Sjöholm, F. (2005): "The Impact of Inward FDI on Host Countries: Why Such Different Answers?". Chapter 2 in Moran, H.; Graham, E. & Blömsstrom, M. (eds): *Does Foreign Direct Investment Promote Development?*. Institute for International Economics Center for Global Development. Washington DC.

Markusen, J. (1995): "The Boundaries of Multinational Enterprises and the Theory of International Trade". *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 9. pp. 169-189.

Markusen, J. & Venables, A. (1999): "Foreign Direct Investment as a Catalyst for Industrial Development". *European Economic Review*, Vol. N°43, Issue N°2, pp. 335-356. February, 1999.

Marschak, J. & Andrews, W. (1944): "Random Simultaneous Equations and the Theory of Production". *Econometrica*, Vol. 12, pp. 143-205.

Melitz, M. (2003): "The impact of trade on aggregate industry productivity and intra-industry reallocation". *Econometrica*, Vol 71(6), pp. 1695–1725.

Moulton, B. (1986): "Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates". *Journal of Econometrics*, Vol. 32, pp. 385-397.

Moulton, B. (1990): "An Illustration of Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 72(2), pp. 334-338.

Nichols, A. & Schaffer, M. (2007): "Clustered Errors in Stata".
URL: <http://repec.org/usug2007/crse.pdf>

OCDE (2001): "Science, Technology and Industry Scoreboard. Towards a knowledge-based economy". OECD Publications Service.

OCDE (2009): "Measuring Capital OECD Manual". Second Edition.

Olley, G. & Pakes, A (1996): "The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry", *Econometrica*, 64, 1263-1297.

Oulton, N. & Srinivasan, S. (2003): "Capital stocks, capital services, and depreciation: an integrated framework". Working Paper 192, Bank of England.

Picardo, S. (2010): "Construcción de deflatores base 1997=100 para las variables de valor de producción, consumo intermedio y formación bruta de capital de las encuestas anuales de actividad económica". Banco de Datos de Economía e Historia Económica de Facultad de Ciencias Sociales, UdelaR. Mimeo.

Sinani, E. & Meyer, K. (2004): "Spillovers of technology transfer from FDI: the case of Estonia". *Journal of Comparative Economics*, Vol 32, pp. 445-466.

Tansini, R & Zeján, M (1998): "Estímulos de la inversión extranjera directa sobre empresas nacionales". Documento de Trabajo N° 15/98. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, UdelaR. Montevideo, Diciembre de 1998.

Van Beveren, I. (2012): "Total factor productivity estimation: A practical review". *Journal of Economic Surveys*, Vol. N°26, Issue N°1, pp. 98-128. February, 2012.

Wang, J. & Blömmstrom, M. (1992): "Foreign Investment and Technology Transfer: A simple model". *European Economic Review*, Vol. N°36, Issue N°1, pp. 137-155. January, 1992.

Anexo A: Tablas y Gráficos.

Tabla A1: Panel de firmas manufactureras 1997-2008(*).

Número de empresas según propiedad del capital.

Año	Total	EN	ET
1997	827	724	103
1998	674	575	99
1999	656	563	93
2000	618	527	91
2001	655	567	88
2002	sd	sd	sd
2003	714	634	80
2004	703	624	79
2005	725	639	86
2006	433	343	90
2007	599	497	102
2008	606	497	109
Total observaciones	7.210	6.190	1.020
Promedio observaciones	655	563	93
Total de empresas	1281	1083	198

Fuente: Elaboración propia.

(*) Se excluye el año 2002.

Tabla A2: Estadísticas descriptivas. Toda la muestra y grupos de empresas según origen del capital: valor bruto de producción (VBP), valor agregado bruto (VAB), personal ocupado (PO) y stock de capital (K)

		VBP	VAB	PO	K
Toda la muestra	mean	17,15	16,14	4,12	14,66
	sd	1,50	1,54	0,95	2,10
	p25	16,14	15,16	3,43	13,40
	p50	17,00	16,04	4,01	14,65
	p75	18,13	17,11	4,68	16,10
EN	mean	16,92	15,91	4,03	14,39
	sd	1,41	1,43	0,91	2,01
	p25	16,01	15,02	3,37	13,20
	p50	16,81	15,86	3,93	14,43
	p75	17,80	16,78	4,55	15,75
ET	mean	18,55	17,54	4,63	16,32
	sd	1,30	1,46	0,99	1,85
	p25	17,69	16,63	3,93	14,99
	p50	18,49	17,52	4,57	16,51
	p75	19,47	18,51	5,27	17,71

Observaciones: i) Todas las variables en logaritmos.

ii) K corresponde a stock de maquinaria y equipo.

Tabla A3: Estimación estructural de la función de producción: MCO Levels, IG, dif-gmm y sys-gmm. Variable dependiente: ln vab

VARIABLES	(1) MCO Levels	(2) IG	(3) dif_gmm t-2	(4) dif_gmm t-3	(5) sys_gmm t-2	(6) sys_gmm t-3
<i>Inpo_{it}</i>	0.569*** (0.0625)	0.639*** (0.0671)	0.536*** (0.206)	0.300 (0.229)	0.499*** (0.176)	0.738*** (0.260)
<i>L.Inpo_{it}</i>	-0.431*** (0.0646)	-0.0714 (0.0681)	-0.131 (0.191)	-0.144 (0.232)	-0.0317 (0.162)	-0.316 (0.280)
<i>Inkmaq_{it}</i>	0.0798*** (0.0225)	0.0696** (0.0288)	-0.113 (0.120)	0.0525 (0.155)	-0.0147 (0.107)	0.0866 (0.174)
<i>L.Inkmaq_{it}</i>	-0.0257 (0.0219)	-0.0101 (0.0251)	-0.00898 (0.113)	-0.0453 (0.129)	0.127 (0.119)	0.0180 (0.169)
<i>L.Invab_{it}</i>	0.816*** (0.0159)	0.298*** (0.0254)	0.298*** (0.0533)	0.191** (0.0883)	0.520*** (0.0354)	0.518*** (0.0819)
<i>Constant</i>	1.776*** (0.174)	8.374*** (0.456)			4.456*** (0.574)	4.785*** (0.857)
Observations	5,154	5,154	4,111	4,111	5,154	5,154
R-squared	0.851	0.327				
Number of id		939	829	829	939	939
m1			-7,37	-4,18	-11,30	-6,45
m2			-0,86	-1,50	0,47	0,68
Hansen test			0,151	0,377	0,015	0,433
Dif-Hansen					0,006	0,106
<i>Inpo_{it}</i>	0,735***	0,707***	0,548***	0,306	0,838***	0,857***
<i>Inkmaq_{it}</i>	0,136***	0,083***	-0,142	0,025	0,129*	0,197**
<i>L.Invab_{it}</i>	0,867***	0,314***	0,303***	0,194***	0,557***	0,537***
Comfac	0,0000	0,0574	0,8701	0,8840	0,0057	0,6993
CRS	0,0000	0,0000	0,0133	0,0147	0,0083	0,5826

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla A4: Evolución de la ptf estimada según método de estimación, 1997-2008.

Media y Mediana

Año	MCO		IG		OP		LP		BB	
	Medi a	Median a	Medi a	Median a	Medi a	Median a	Medi a	Median a	Medi a	Median a
1997	8,74	8,71	12,16	12,11	8,42	8,38	8,88	8,84	9,65	9,63
1998	9,37	9,35	11,73	11,70	8,40	8,36	8,87	8,84	9,65	9,64
1999	9,36	9,38	11,72	11,71	8,37	8,36	8,84	8,85	9,63	9,63
2000	9,40	9,39	11,75	11,72	8,40	8,38	8,87	8,85	9,67	9,67
2001	9,33	9,38	11,66	11,67	8,31	8,36	8,79	8,85	9,59	9,63
2002	sd	sd	sd	sd	sd	Sd	sd	sd	sd	sd
2003	9,30	9,35	11,58	11,61	8,27	8,37	8,74	8,82	9,54	9,61
2004	9,41	9,42	11,70	11,73	8,41	8,42	8,88	8,89	9,67	9,69
2005	9,43	9,41	11,73	11,73	8,46	8,47	8,92	8,93	9,70	9,68
2006	9,65	9,63	12,16	12,15	8,71	8,72	9,21	9,22	9,99	9,97
2007	9,72	9,79	12,10	12,14	8,79	8,86	9,27	9,36	10,04	10,12
2008	9,87	9,95	12,22	12,22	8,97	9,01	9,44	9,47	10,20	10,25

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A5: Matriz de correlaciones de la ptf según método de estimación.

	MCO	IG	OP	LP	BB
MCO	1,0000				
IG	0,8433	1,0000			
OP	0,9358	0,8575	1,0000		
LP	0,9440	0,8846	0,9977	1,0000	
BB	0,9566	0,9203	0,9789	0,9893	1,0000

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A6: Evolución de la ptf estimada promedio según origen del capital, por método de estimación, 1997-2008

Año	OP		LP		BB	
	EN	ET	EN	ET	EN	ET
1997	8,36	8,86	8,81	9,37	9,57	10,21
1998	8,34	8,71	8,81	9,23	9,58	10,09
1999	8,29	8,82	8,76	9,34	9,54	10,21
2000	8,33	8,78	8,80	9,30	9,59	10,17
2001	8,21	8,99	8,68	9,51	9,47	10,37
2002	s/d	s/d	s/d	s/d	s/d	s/d
2003	8,19	8,98	8,65	9,51	9,44	10,39
2004	8,31	9,17	8,77	9,69	9,55	10,57
2005	8,39	8,96	8,85	9,48	9,62	10,34
2006	8,66	8,91	9,14	9,44	9,91	10,30
2007	8,70	9,20	9,17	9,73	9,92	10,60
2008	8,93	9,15	9,39	9,68	10,12	10,56

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A7: Test de Kolmogorov-Smirnov sobre igualdad de distribuciones, ptf estimada según propiedad del capital. Por método de estimación.

H0) Distribuciones iguales (dist ptf ET = dist ptf EN).		
H1) Distribuciones distintas.		
Ptf	Mayor diferencia	p-valor
OP	0,2408	0,000
LP	0,2756	0,000
BB	0,3195	0,000

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A8: Test de Diferencia de medias en la ptf según propiedad del capital.

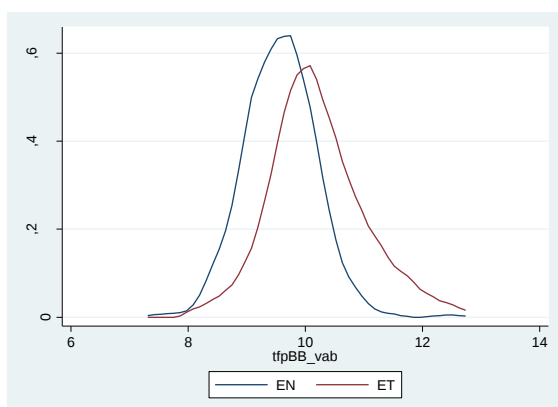
Por método de estimación.

Ptf	Medias		Diferencia EN-ET		H0) Diferencia = 0		
	EN	ET	Media	error estándar	H1) Dif<0	H1) Dif ≠ 0	H1) Dif>0
					p-valor		
OP	8,406	8,956	-0,550	0,0340	0,0000	0,0000	1,0000
LP	8,869	9,481	-0,612	0,0337	0,0000	0,0000	1,0000
BB	9,641	10,345	-0,704	0,0333	0,0000	0,0000	1,0000
n	5790	938					

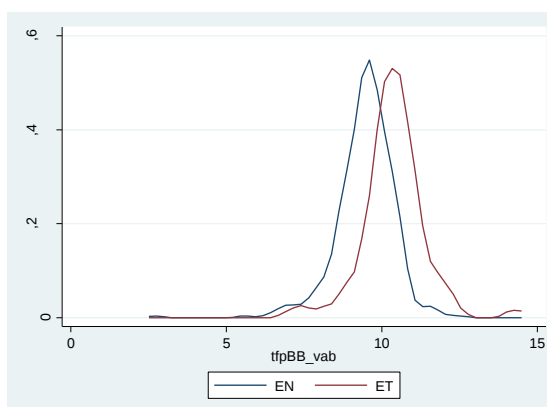
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico A1: Densidad empírica de la ptf estimada (BB), según propiedad del capital.
Años seleccionados.**

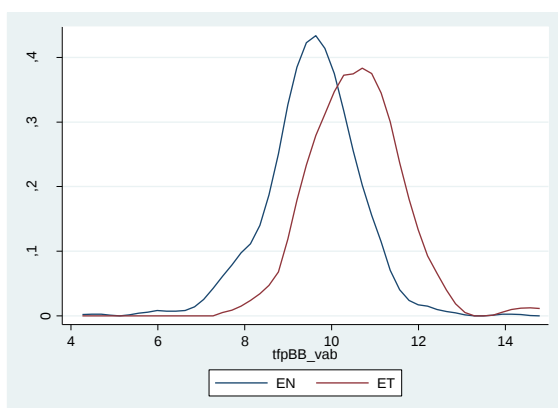
Año 1997



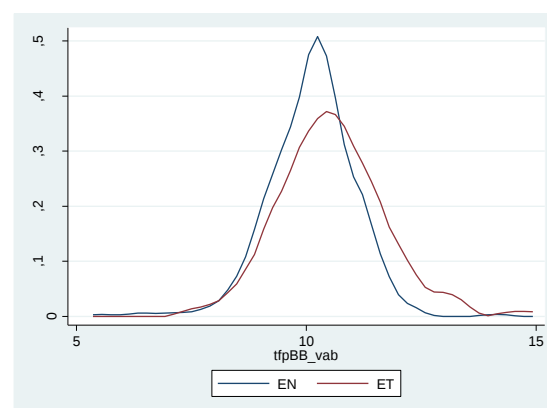
Año 2001



Año 2004



Año 2008



Fuente: Elaboración Propia.

Tabla A9: Estadísticas descriptivas variables sectoriales: Índice de Herfindal-Hirschman (hhi_{jt}), Coeficiente Exportador ($coefexpo_{jt}$) y Coeficiente Importador ($coefimpo_{jt}$). Promedios sectoriales: 1997 y 2008.

rama2d		Índice de Herfindal-Hirschman (hhi_{jt})		Coeficiente exportador ($coefexpo4d_{jt}$)		Coeficiente importador ($coefimpo4d_{jt}$)	
		1997	2008	1997	2008	1997	2008
15	Alimentos y bebidas	0,15	0,20	0,33	0,40	0,13	0,06
16	Tabaco	0,70	0,73	0,11	0,12	0,89	0,76
17	Textil	0,10	0,13	0,48	0,47	0,36	0,47
18	Vestimenta	0,02	0,03	0,59	0,39	0,35	0,41
19	Cuero	0,13	0,29	0,75	0,66	0,35	0,27
20	Madera	0,15	0,29	0,31	0,47	0,14	0,01
21	Papel	0,42	0,41	0,28	0,27	0,49	0,33
22	Encuadernación, Impresión	0,12	0,15	0,08	0,06	0,47	0,22
24	Productos químicos	0,14	0,20	0,17	0,31	0,63	0,63
25	Caucho y Plástico	0,14	0,16	0,18	0,48	0,67	0,70
26	Minerales no metálicos	0,32	0,22	0,12	0,09	0,20	0,20
27	Metálicas básicas	0,19	0,20	0,12	0,32	0,19	0,22
28	Productos metálicos	0,07	0,16	0,18	0,21	0,59	0,51
29	Maquinaria	0,12	0,13	0,31	0,01	0,62	0,19
30	Maquinaria Oficina	0,90	1,00	0,00	0,00	0,54	1,00
31	Maquinaria Eléctrica	0,16	0,11	0,13	0,27	0,70	0,76
32	Radio, TV y Comunicación	0,24	0,34	0,00	0,00	0,30	0,00
33	Instrumentos médicos	0,06	0,05	0,21	0,19	0,61	0,59
34	Vehículos automotores	0,19	0,17	0,48	0,69	0,83	0,84
35	Transporte (buques)	0,42	0,45	0,56	0,48	0,49	0,49
36	Muebles, Otros	0,12	0,11	0,24	0,25	0,68	0,78

Fuente: Elaboración Propia.

Tabla A10: Estadísticas descriptivas. Toda la muestra y grupos de empresas según origen del capital: coeficiente exportador (coefexpo), coeficiente importador (coefimpo) y profesionales y técnicos sobre personal ocupado total (kh)

	stats	coefexpo	coefimpo	kh
Toda la muestra	mean	0,22	0,28	0,07
	sd	0,34	0,36	0,10
	p25	0,00	0,00	0,01
	p50	0,00	0,03	0,04
	p75	0,35	0,59	0,09
EN	mean	0,18	0,25	0,06
	sd	0,31	0,34	0,08
	p25	0,00	0,00	0,01
	p50	0,00	0,00	0,04
	p75	0,22	0,51	0,08
ET	mean	0,44	0,46	0,12
	sd	0,40	0,40	0,14
	p25	0,01	0,00	0,03
	p50	0,34	0,46	0,07
	p75	0,87	0,89	0,17

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A11: Estimación derrames de productividad. Variable dependiente: ptf según método de estimación primer etapa (OP, LP y BB).

Muestra: todas las empresas.

VARIABLES	(1) OP	(2) LP	(3) BB
et_{it}	0.082 (0.132)	0.075 (0.130)	0.075 (0.125)
$spill_{jt}$	0.117 (0.234)	0.114 (0.234)	0.101 (0.234)
$spill_{jt} * et_{it}$	0.081 (0.289)	0.095 (0.286)	0.107 (0.281)
Observations	6,670	6,670	6,670
R-squared	0.713	0.713	0.717

Robust standard errors in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabla A12: Estimación derrames de productividad y capacidad de absorción.
Variable dependiente: ptf según método de estimación primer etapa (OP, LP y BB). Muestra: Empresas domésticas.

VARIABLES	(1) OP	(2) LP	(3) BB
$absor_{it}$	-0.0326 (0.0483)	-0.0330 (0.0478)	-0.0424 (0.0469)
$spill_{it}$	0.1020 (0.120)	0.0997 (0.119)	0.0874 (0.118)
$absor_{it} * spill_{it}$	0.144 (0.135)	0.149 (0.132)	0.174 (0.127)
Observations	5,732	5,732	5,732
R-squared	0.693	0.689	0,685

Cluster-robust standard errors in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabla A13: Participación de las ETs en el Valor Agregado Bruto (vab), en el Valor Bruto de Producción (vbp) y en el personal ocupado (po) de la industria manufacturera uruguaya. Sectores agrupados según intensidad tecnológica. Período 1997-2008.

Intensidad tecnológica (OCDE)	Promedio 1997-2001			Promedio 2003-2008			Variaciones		
	vab	vbp	po	vab	vbp	po	vab	vbp	po
Alta	44,9%	44,3%	36,1%	31,0%	32,3%	26,0%	-31,0%	-27,0%	-28,0%
Media-Alta	48,2%	47,1%	38,5%	43,0%	41,9%	31,1%	-10,7%	-11,1%	-19,2%
Media-Baja	22,3%	23,9%	16,4%	30,2%	30,1%	20,5%	35,5%	25,9%	25,2%
Baja	20,4%	21,2%	15,9%	25,9%	25,9%	19,1%	26,8%	22,4%	20,2%
Total	26,4%	26,9%	20,6%	29,3%	29,2%	21,4%	11,2%	8,7%	4,3%

Fuente: Muestra utilizada en las estimaciones (INE). Expandida según expansores INE. Elaboración propia.

Tabla A14: Valor Agregado Bruto (ln), Productividad Total de Factores (BB) y Coeficiente Exportador de la industria manufacturera uruguaya. Sectores agrupados según intensidad tecnológica. Período 1997-2008.

Muestra: Empresas nacionales.

Intensidad tecnológica (OCDE)	Promedio 1997-2001			Promedio 2003-2008			Variaciones		
	ln vab	ptf (BB)	coef expo	ln vab	ptf (BB)	coef expo	ln vab	ptf (BB)	coef expo
Alta	16,25	10,19	0,11	16,78	10,47	0,16	3,3%	2,8%	45,4%
Media-Alta	15,88	9,89	0,12	15,98	9,94	0,12	0,7%	0,5%	2,4%
Media-Baja	15,73	9,58	0,10	15,87	9,81	0,12	0,9%	2,4%	13,4%
Baja	15,80	9,42	0,22	15,94	9,57	0,22	0,9%	1,7%	-0,2%
Total	15,83	9,55	0,18	15,99	9,73	0,18	1,1%	1,9%	2,4%

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A15: Estimación en dos etapas propuesta por Donald & Lang (2007). Sectores de baja intensidad tecnológica.

1er Etapa: Variable dependiente ptf.		2da Etapa: Variable dependiente: Promedio a nivel de rama a 4 dígitos de los residuos estimados en la 1er etapa.	
VARIABLES	(1) IG	VARIABLES	(1) MCO
<i>coefexpo_{it}</i>	0.570*** (0.140)	<i>spill_{jt}</i>	0.659*** (0.121)
<i>coefimpo_{it}</i>	0.266*** (0.0528)	<i>hhi_{jt}</i>	0.0808 (0.151)
<i>kh_{it}</i>	0.187 (0.217)	<i>coefexpo4d_{jt}</i>	-0.885*** (0.111)
<i>Constant</i>	9.378*** (0.0379)	<i>coefimpo4d_{jt}</i>	0.584*** (0.116)
		<i>Constant</i>	0.00450 (0.0905)
Observations	4,607	Observations	539
Number of id	820		
R-squared	0.080	R-squared	0.195
rama3d	--	rama3d	--
año	SI	año	SI

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Anexo B: Estimación de la matriz de varianzas y covarianzas.

La variable $spill_{jt}$ que capta la presencia de derrames horizontales de productividad se encuentra definida a nivel de rama, mientras que la variable dependiente (ptf) representa la productividad estimada de la empresa. Moulton (1986, 1990) puso de manifiesto que cuando el regresor se encuentra a un nivel de agregación mayor, los errores estándar de la estimación MCO presentan un sesgo negativo debido a la presencia de correlación intragrupos.

Por ejemplo, supóngase que un sector económico se enfrenta a restricciones comerciales impuestas a las importaciones en un país a donde destina gran parte de sus exportaciones. En este caso, se debe asumir que para dos empresas i, j de ese sector se cumple que:

$$E[e_{ig}e_{jg}] = \rho_e \sigma_e^2 > 0$$

dónde ρ_e es el coeficiente de correlación intragrupo de los residuos y σ_e^2 es la varianza de los residuos. Moulton (1990) derivó el sesgo de los errores estándar convencionales de la estimación por MCO y puso de manifiesto que el mismo puede ser importante aún con una correlación intragrupos reducida²⁶.

Liang & Zeger (1986) generalizaron el estimador de la varianza robusta a heteroscedasticidad propuesto por White (1980), para controlar por la presencia de grupos o clusters. El estimador CRSE²⁷ viene dado por la siguiente expresión:

$$\hat{\Omega} = (X'X)^{-1} \left(\sum_{g=1}^G X'_g \widehat{e}_g \widehat{e}_g' X_g \right) (X'X)^{-1}$$

Este estimador es consistente cuando el número de grupos G tiende a infinito. Por tanto, será sesgado cuando G sea chico, aún cuando el número de observaciones dentro de cada grupo tienda a infinito. El problema de sesgo se ve aún agravado si el tamaño de los

²⁶ Moulton (1990) demostró que el sesgo de los errores estándar viene dado por la raíz cuadrada de la siguiente expresión: $\frac{V(\hat{\beta})}{V_{MCO}(\hat{\beta})} = 1 + (n-1)\rho_e$ donde n es el tamaño de los grupos.

²⁷ Por sus siglas en inglés, "Cluster-robust standard errors". Utilizado por el paquete estadístico Stata bajo la opción "cluster".

grupos está muy desbalanceado (Nichols & Schaffer, 2007)²⁸. El sesgo surge porque $E(\widehat{e}_g \widehat{e}_g') \neq \Sigma_g = E(e_g e_g')$. Si bien en general se trata de un sesgo de atenuación, el mismo depende de la forma de la matriz Σ_g (Cameron *et. al.*, 2006).

En el presente trabajo se tienen para toda la muestra un total de 71 grupos (ramas industriales a 4 dígitos de la CIIU rev3)²⁹, pero el tamaño de los grupos se encuentra muy desbalanceado³⁰. Asimismo, por ejemplo, en la estimación para contrastar la presencia de derrames en función de la intensidad tecnológica del sector, al dividir la muestra, el número de grupos se reduce para cada submuestra, lo que puede estar agravando el problema de sesgo. Por otra parte, aun si la varianza estimada es insesgada, las pruebas de hipótesis sobre los coeficientes deben ser realizadas, en el caso de muestras chicas, utilizando una t con T(G-k) grados de libertad, donde G es el número de grupos y k es el número de regresores que no tienen variación intragrupos (incluida la constante)³¹.

En general, los métodos propuestos para contextos con pocos grupos, asumen que el tamaño de los grupos es balanceado y suponen que el número de observaciones en cada grupo es grande. Según Nichols & Schaffer (2007) en situaciones donde el número de grupos es pequeño o el tamaño de los grupos se encuentra muy desbalanceado, la inferencia usando CRSE será con frecuencia peor que la realizada con la varianza robusta a heteroscedasticidad (RSE, “*robust standard error*”) propuesta con White (1980).³²

Por tanto, en algunos casos en que la inferencia utilizando CRSE lleva a importantes cambios en la significación de las variables de interés, se presentan las estimaciones utilizando RSE y CRSE. En estos casos, se realiza también la estimación en dos etapas

²⁸ El problema de sesgo asociado a la existencia de grupos desbalanceados se encuentra muy poco desarrollado en la literatura, y no es muy claro el impacto que genera sobre el sesgo de los errores estándar estimados.

²⁹ Kézdi (2004) realiza simulaciones y encuentra que con 50 grupos ya se puede obtener una buena aproximación. Sin embargo, Nichols & Schaffer (2007) plantean que estas simulaciones deben tomarse con mucha cautela, ya que fueron desarrolladas sobre un tipo específico de modelos.

³⁰ Mientras algunos sectores como matanza de ganado (1511) y vestimenta (1810) tienen más de 500 observaciones, otros sectores como por ejemplo aceites y grasas (1514), tabaco (1600), artículos de cuero (1912), motocicletas y bicicletas (3590) no alcanzan las 30 observaciones.

³¹ La opción cluster en Stata realiza una prueba t con T(G-1) grados de libertad.

³² “*With a small number of clusters (G<<50), or very unbalanced cluster sizes, the cure can be worse than the disease...*” (Nichols & Schaffer, 2007).

propuesta por Donald & Lang (2007) y sugerida por Angrist & Pischke (2008) como una aproximación conservadora y transparente.

La propuesta de Donald & Lang (2007) se basa en la idea de estimar la ecuación de interés en la media de cada grupo. Sin embargo, esto ocasiona pérdida de información, debido a que se pierde toda la variabilidad intragrupos. Angrist & Pischke (2008) proponen una generalización para el caso en que algunos regresores tengan variación intragrupos mediante un procedimiento en dos etapas.

Supóngase que se tiene el siguiente modelo:

$$Y_{ig} = \alpha + \beta X_g + \delta Z_{ig} + e_{ig}$$

donde X_g es un vector de regresores que no tiene variación intragrupos, en tanto que el vector Z_{ig} sí presenta variación intragrupos. Se asume que el error tiene la siguiente estructura $e_{ig} = v_g + \eta_{ig}$, donde v_g es un efecto aleatorio específico a nivel de grupo y η_{ig} es el componente de error individual de media cero. En la primera etapa se regresa, utilizando el estimador IG, la variable dependiente sobre el vector de covariables con variación intragrupos Z_{ig} y se recupera el residuo $\hat{\mu}$. Luego se obtiene la media de los residuos estimados a nivel de grupo, ajustada por las diferencias de las variables con variación individual, $\hat{\mu}_g$. En la segunda etapa, se regresa por MCO:

$$\hat{\mu}_g = \beta_0 + \beta_1 X_g + \{v_g + (\hat{\mu}_g - \mu_g)\}$$

Los errores estándar obtenidos para $\widehat{\beta}_1$ serán más confiables que los estimados mediante CRSE (Donald & Lang, 2007; Angrist & Pischke, 2008). A los efectos de realizar inferencia en muestras chicas para una ecuación a nivel de grupos como la realizada en la segunda etapa, Donald & Lang (2007) proponen la utilización de una distribución t-student con $G - k$ grados de libertad. Los resultados obtenidos con este método bietápico, deben ser interpretados con cautela, dado que en la estimación de la segunda etapa el coeficiente de interés no puede interpretarse como una relación causal debido a que no se controla por efectos fijos individuales.

Anexo C: Clasificación de intensidad tecnológica propuesta por OCDE (2001)

Correspondencia con CIIU revisión 3.

Baja Tecnología		Media-Baja Tecnología	
ciiu	rama	ciiu	rama
15	Alimentos y Bebidas	25	Caucho y Plástico
16	Tabaco	26	Minerales no metálicos
17	Textiles	27	Metálicas Básicas
18	Vestimenta	28	Productos Metálicos
19	Cuero	3510	Buques y embarcaciones
20	Madera (excepto muebles)		
21	Papel		
22	Encuadernación, impresión		
36	Fabricación de muebles		
Media-Alta Tecnología		Alta Tecnología	
ciiu	rama	ciiu	rama
24	Químicas (excepto medicamentos)	2423	Medicamentos
29	Maquinaria (excepto eléctrica)	30	Maquinaria de oficina
31	Maquinaria y aparatos eléctricos	32	Radio, tv y comunicación
34	Automotores	33	Instrumentos médicos
3590	Motocicletas y bicicletas	3530	Aeronaves

Fuente: Elaboración propia en base a OCDE (2001),

Anexo D: Descripción de las variables utilizadas en las estimaciones.

Variable	Descripción
ptf_{it}	logaritmo natural de la ptf estimada (primer etapa) de la firma i en el año t.
$lnpo_{it}$	logaritmo natural del personal ocupado de la firma i en el año t.
$lnkmaq_{it}$	logaritmo natural del stock de maquinaria y equipo de la firma i en el año t.
et_{it}	Dummy que toma el valor 1 cuando la firma i tiene participación de capital extranjero en el año t.
$spill_{jt}$	Participación relativa del valor bruto de producción (vbp) de las firmas con capital extranjero sobre el vbp total del sector j (4 dígitos de la CIIU rev 3) en el año t.
hhi_{jt}	Índice de concentración de Herfindal-Hirschman para el sector j (4 dígitos de la CIIU rev 3) en el año t.
$coefexpo4d_{jt}$	Coeficiente exportador del sector j (4 dígitos de la CIIU rev 3) en el año t.
$coefimpo4d_{jt}$	Coeficiente importador del sector j (4 dígitos de la CIIU rev 3) en el año t.
$coefexpo_{it}$	Coeficiente exportador de la firma i en el año t.
$coefimpo_{it}$	Coeficiente importador de la firma i en el año t.
kh_{it}	Profesionales y técnicos sobre personal ocupado total de la firma i en el año t.
$absor_{it}$	Dummy que toma el valor 1 cuando la firma i realiza gastos en I+D o en adquirir patentes en el año t (proxy de la capacidad de absorción).
$alim_{it}$	Dummy que toma el valor 1 cuando la firma i pertenece al sector de alimentos y bebidas (CIIU rev3 = 15).
$madera_{it}$	Dummy que toma el valor 1 cuando la firma i pertenece al sector de madera o papel (CIIU rev3=20 o 21).

Fuente: Elaboración propia.