
*LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN
DEL SECTOR SERVICIOS NO TRADICIONALES EN
URUGUAY:*

*ZONA FRANCA VERSUS EL RESTO DE LA
ECONOMÍA*

Ec. Alina Bedat Innella

Agosto, 2017

Orientador: Ing.Agr. Bruno Lanfranco (PhD)

Trabajo de investigación presentado ante la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración para la obtención del título Master en Economía

RESUMEN

El presente trabajo de investigación tiene como objetivo analizar el desempeño de las empresas de servicios no tradicionales (SNT) que operan en zona franca (ZF) con respecto a las que operan en el resto de la economía (RE), con el fin de generar evidencia científica acerca si existe diferencial en la tecnología aplicada y en el uso de los factores de producción por parte de las empresas de SNT de ZF y de fuera de ZF. Para ello se comparan las diferentes funciones de producción de las empresas de SNT instaladas en ZF y el resto de las empresas instaladas en territorio no franco (RE). El período de comparación comprende los años 2007 al 2010 inclusive, por ser éste el último año disponible de información conjunta. Sin embargo, el estudio para zonas francas se extiende para los años 2011 y 2012.

El sector servicios en ZF ha experimentado un crecimiento exponencial, tanto en el número de zonas francas que brindan servicios como en la cantidad de empresas que operan en las mismas. En los últimos años surgieron dos nuevos explotadores (WTC Free Zone S.A. y Aguada Park (ITSEN S.A.)) destinados únicamente a brindar servicios. Actualmente, existe un proyecto de ley de zonas económicas especiales, en espera de aprobación parlamentaria, que modifica la ley de zonas francas y permite la creación de zonas temáticas de servicios. Hay otros dos proyectos que esperan la decisión del Poder Legislativo para desarrollar actividades vinculadas a la salud y a la industria audiovisual. Por otro lado, el sector servicios en Uruguay ha tenido un dinamismo importante. Las secciones de este sector incluidas en este estudio representan (a precios constantes del año 2005) el 43% y 46% del PIB en el año 2006 y 2012 respectivamente¹.

El presente estudio utilizó datos del Instituto Nacional de Estadística (INE), de la Encuesta Anual de Actividad Económica (EAAE) y del Censo de Zonas Francas (CEZF). A través de una función de producción Cobb-Douglas, se analizaron los datos anuales de las empresas que tienen como clase principal los servicios no tradicionales. A nivel de encuestas, las empresas frecuentemente declaran información sobre el uso de

¹ Fuente BCU - <http://www.bcu.gub.uy/>

varios insumos como ser materiales y energía eléctrica. Sin embargo, a menudo omiten información relevante para el análisis, como la inversión. Siguiendo el método propuesto por Levinsohn y Petrin (2003), se estimaron las funciones de producción utilizando los insumos intermedios como alternativa frente a la inversión, evitando, de esa forma, el truncamiento de las muestras para valores no nulos en esta variable.

Las funciones de producción se estimaron también por los métodos de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), Efectos Fijos (EF) y Efectos Aleatorios (EA), comparando los coeficientes asociados al capital fijo y al trabajo en las dos estructuras. Tanto para RE, como para ZF, se trabajó con un panel desbalanceado, con las variables a precios constantes de 2007 (período de inicio de análisis de los datos). Como deflactor se utilizó el IPC, el índice de precios implícito del PIB y de la inversión (fuente INE y BCU) según las variables correspondientes. Para el proxy de la productividad (energía y otros) se utilizó como deflactor el IPC; tomando el índice de precios al consumo de las variables que se incluyen en energía y otros así como sus respectivos ponderadores, con el fin de confeccionar un índice de precios que refleje la evolución real de la variable energía y otros considerada en este estudio². Para la inversión, se tomó como deflactor el índice de precios implícito de la inversión y para el valor agregado bruto, el índice de precios implícito del PIB.

Al inicio del estudio, se esperaba que la función de producción de los SNT sea diferente en ZF respecto al RE. Asimismo, cabía preguntarse si la tecnología aplicada y el uso de los factores de producción por parte de las empresas de SNT, de ZF y las que operan en el mismo sector pero fuera de ZF, es diferente. Se esperaba que, la estimación del coeficiente asociado a la inversión en capital fijo y al trabajo (calificado y no calificado) fuera mayor para las empresas de ZF que para el RE; así como también se esperaba un diferencial mayor en lo que respecta al trabajo calificado en ZF respecto al resto.

² Se toman los datos publicados por el INE - Índice de Precios del Consumo Total país Según Divisiones, Grupos, Clases, Familias y Productos (base diciembre 2010) - Índice de los Precios del Consumo Según Rubros, Agrupaciones y Sub-rubros (base marzo 1997)

Se encontró que, independientemente de los métodos de estimación utilizados, la estimación puntual del coeficiente asociado al trabajo calificado en ZF resultó mayor que para el RE. No se pueden extraer conclusiones acerca del coeficiente asociado a la inversión en capital fijo ni al trabajo no calificado, ya que los intervalos de confianza colapsan al 95%. No se encuentra evidencia estadística para concluir que los mismos son diferentes en ZF y en el RE.

Por otro lado, y también tal como era previsible, los servicios no tradicionales son más intensivos en trabajo (calificado y no calificado) que en capital, por lo que en todos los casos los coeficientes asociados al trabajo, tanto calificado como no calificado, resultaron mayores que el de la inversión en capital fijo.

Para darle continuidad al estudio será necesario contar con series de datos para los años posteriores al período analizado y de dicha forma, corroborar las conclusiones aquí expuestas.

ABSTRACT

The objective of this research study is to analyze the performance of non-traditional service firms (SNT) operating in a free trade zone (ZF) with respect to those operating in the rest of the economy (RE), in order to generate scientific evidence about whether there is a differential in the technology and in the use of the production factors between SNT companies in ZF and RE. This compares the different production functions of the SNT companies installed in ZF and the rest of the companies installed in non-free territory (RE). The comparative analysis period was from 2007 to 2010, being 2010 the last year of available information. However, the analysis for free trade zones was extended into 2011 and 2012 in order to analyze its evolution over time.

The service sector in free trade zones has experienced an exponential growth, both in terms of the number of free trade zones and in the number of companies that provide services. In recent years, two new operators (WTC Free Zone SA and Aguada Park (ITSEN SA)) have been created to provide services. There is a special economic zones bill, pending parliamentary approval, which amends the free zones law and the creation of thematic areas of services. There are two projects that await the decision of the Legislative Power to develop activities related to health and the audiovisual industry. In the other hand, the services sector in Uruguay has had an important dynamism. Sector included in this study represent (at constant prices of 2005) 43% and 46% of GDP in 2006 and 2012 respectively.

The present study used data from the National Institute of Statistics (INE), the Annual Economic Activity Survey (EAAE) and the Free Trade Zone Census (CEZF). The annual data of companies that have non-traditional services as their main class was analyzed using a Cobb-Douglas production function. At the survey level, companies frequently report information on the use of various inputs such as materials and electrical energy. However, they often omit information relevant to the analysis, such as investment. Following the method proposed by Levinsohn and Petrin (2003), the production functions were estimated using the intermediate inputs as an alternative to the inversion, thus avoiding the truncation of the samples for non-zero values in this variable.

It was also estimated by Generalized Least Squares (GLS), Fixed Effects (FE) and Random Effects (RE), comparing the coefficients associated with fixed capital and labor in the free zone and in the rest of the economy. For both, RE and ZF, was used an unbalanced panel, with variables at constant prices of 2007 (data analysis start period). As deflator is used the IPC, the implicit price index of GDP and investment (source INE and BCU) according to the corresponding variables. For the proxy of productivity (energy and others) the IPC was used as deflator, for the investment the implicit price index of the investment and for the gross value added the implicit price index of the GDP was used.

At the beginning of the study, it was expected that the production function of non-traditional services would be different in ZF compared to the RE. It could also be asked whether the technology and the use of factors by companies of SNT service in ZF and in the RE are different. The estimation of the coefficient associated with fixed capital investment and labor (qualified and unqualified) was expected to be higher for ZF than for RE, as well as a larger differential in terms of labor qualified in free trade zone with respect to the rest.

It was found that, as predicted, regardless of the of the three estimation methods used the estimate of the coefficient associated with the skilled work in ZF was higher than for the RE. No conclusions can be drawn about the coefficient associated with fixed capital investment or unskilled labor since the confidence intervals collapse to 95%, no statistical evidence is found to conclude that they are different in ZF and RE.

On the other hand, and also predictably, non-traditional services are more labor-intensive (skilled and unskilled) than in capital, so in all cases the coefficients associated with both skilled and unskilled labor were higher than capital.

The continuity of the study will require data series for the years after the review period and thereby support the conclusions presented here.

INDICE

1. Antecedentes	9
2. Objetivo de la investigación.....	25
3. Justificación y aporte.....	26
4. Marco Teórico y Modelo de Análisis.....	27
4.1. La función de producción	27
4.2. Estimación de la función de producción	29
5. Materiales y Métodos	35
5.1. Fuentes de datos y variables utilizadas	35
5.2. Elección del proxy de productividad.....	39
5.3. Estimación del modelo empírico mediante el método LP.....	40
6. Resultados y Discusión	42
6.1. Resultados esperados a priori.....	42
Hipótesis a contrastar.....	42
6.2. Resultados del análisis empírico	43
6.2.1. Análisis preliminar, para determinar la estimación por efectos fijos o aleatorios.....	43
6.2.2. Análisis preliminar para la estimación por MCG, EF-EA y LP	45
6.3. Resultados de la estimación para zona franca y resto de la economía mediante los diferentes métodos.....	52
7. Conclusiones	56
8. Anexo: Resultados – Sintaxis de cálculo	59
9. Referencias bibliográficas	73

1. Antecedentes

Desde la aparición de las primeras zonas francas (ZF) en América, hace más de 90 años, el régimen de ZF se ha transformado en el principal instrumento de generación de empleo, captación de inversión extranjera directa y diversificación industrial en los países de la región. A esta conclusión se llegó en las últimas jornadas sobre ZF que organiza anualmente la Asociación de Zonas Francas de las Américas (AZFA), celebrada en Managua en 2017. En la actualidad, hay alrededor de 385 ZF en América y España. Esto significa el 12,5% de las ZF a nivel mundial, que incluyen alrededor de 8.000 empresas de diferentes sectores productivos.

En América, ocupan 925.000 puestos de trabajo de manera directa y 1.180.000 de manera indirecta. Esto confirma que, en términos de generación de empleo, el régimen es atractivo para los gobiernos, siempre que éstos desarrollen políticas públicas que apoyen al instrumento. Es decir, que no haya incentivos que distorsionen el comercio internacional, sino incentivos para la generación y promoción de empleo, captación de inversiones y aumento de las exportaciones³.

Según el Banco Interamericano de Desarrollo (BID), en su documento “Zonas Francas, comercio y desarrollo en América Latina y el Caribe. Análisis crítico de sus oportunidades y desafíos” (BID, 2012), los regímenes de ZF facilitan la atracción de inversiones y el desarrollo de las exportaciones en varios de los países de América Latina y el Caribe. Esto está ligado a la re-estructuración de las cadenas globales de valor así como también a la integración económica. En dicho documento se constata también que si el régimen está bien diseñado, ofrece servicios de alto valor agregado y mantiene bajo control las posibles externalidades negativas, tanto en materia ambiental, empleo y competencia, tiene amplias posibilidades de constituir una política pública exitosa.

³ <http://www.estrategiaynegocios.net/lasclavesdeldia/918840-330/zonas-francas-ocupan-al-1-de-la-poblaci%C3%B3n-mundial>

Este tipo de régimen no es el mismo hoy que en su inicio debido a que se han implementado cambios. Por un lado, en lo que respecta a la carga impositiva ya que distorsiona el flujo de comercio internacional. Por otra parte, ha diversificado la producción ya que han aumentado las exportaciones de servicios desde zonas francas, básicamente debido a la tercerización. La clave para que este régimen siga vigente y crezca, a pesar de los cambios, es la adaptabilidad y flexibilidad y su principal ventaja es generar economías de aglomeración. Pero una de las críticas que se le realizan a las ZF es la escasa generación de valor agregado, así como también aspectos laborales, fiscales y ambientales, es por ello que es de relevancia el hecho de la normativa para acompañar estos cambios y regularlos.

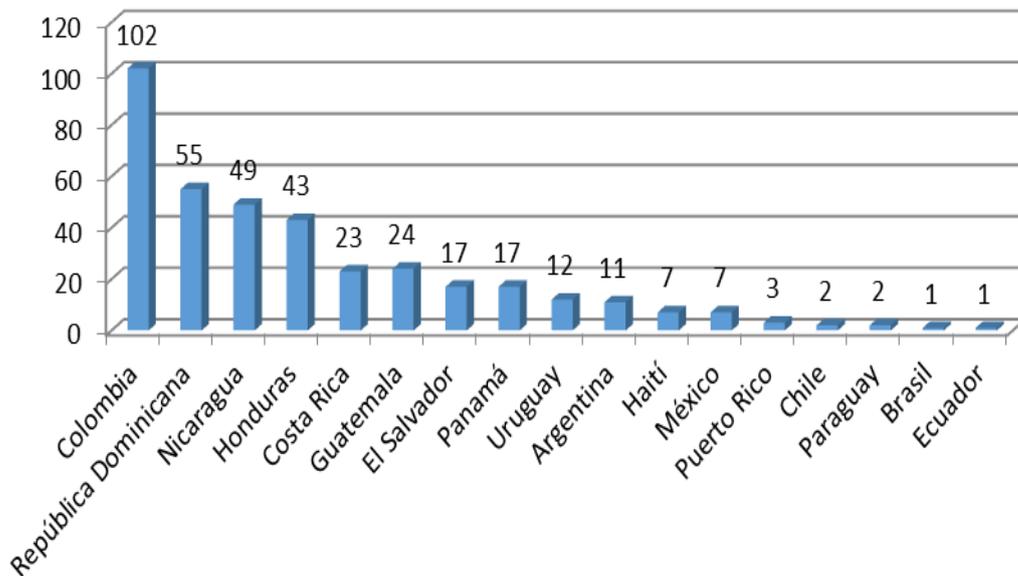
Según la Asociación de Zonas Francas de las Américas⁴, en América Latina y el Caribe hay aproximadamente 400 Zonas Francas, 900.000 empleos directos creados y más de 8.000 empresas usuarias del régimen. Sin embargo, existen diferencias entre estas empresas con respecto al empleo debido a la diferente orientación productiva de las ZF existentes en las regiones mencionadas. Algunas ZF son netamente industriales, en tanto que otras están más enfocadas a los servicios (logística y comercio); un tercer grupo de ZF podría ser catalogado como una mezcla de ambos tipos.

El gráfico 1 muestra el número de ZF por país y el gráfico 2 contiene el número de empresas instaladas por país y el empleo promedio por empresa, entre países. Comparando la información, no se verifica un patrón similar de comportamiento de comportamiento ni en el número de ZF y empresas en cada país ni entre el número de empresas y el empleo generado. Con 102 ZF, Colombia lidera en este rubro el número de ZF. Le siguen muy de lejos República Dominicana, Nicaragua y Honduras, con un total de 55, 49 y 43 ZF, respectivamente. En orden inverso, Honduras y Nicaragua lideran en la cantidad de empleo por ZF, con un promedio de 730 y 624 empleos, respectivamente.

⁴ <http://www.andi.com.co/czf/Documents/Memorias%20Noveno%20Congreso%20ZF/Jueves/Presentacion%20Cartagena%202015.pdf>

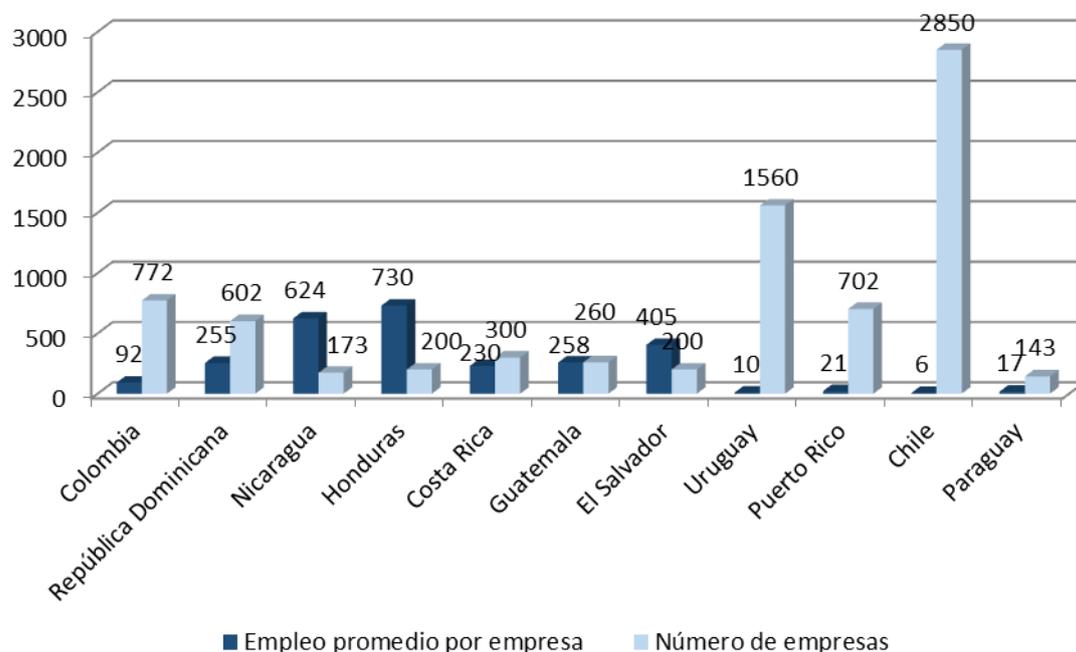
En el otro extremo, Chile y Uruguay lideran en el número de empresas por ZF. En 2015, Chile registró 2.850 empresas y Uruguay registró 1.560. Estos dos mismos países ocuparon respectivamente el último y penúltimo lugar en el ranking de empleo por empresa, con 6 y 10 puestos de trabajo.

Gráfico 1 – Número de Zonas Francas en América Latina y el Caribe – 2015.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Asociación de Zonas Francas de las Américas (AZFA)

Gráfico 2 – Número de empresas y empleo promedio por empresa en las Zonas Francas de América Latina y el Caribe – 2015.

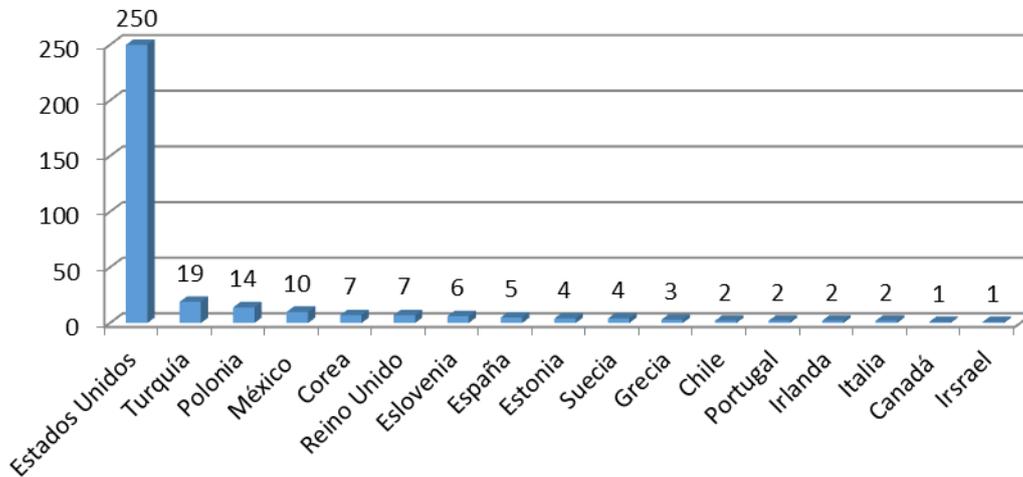


Fuente: Elaboración propia en base a datos de Asociación de Zonas Francas de las Américas (AZFA)

En términos muy generales, se observa una relación inversa entre la cantidad de empresas por ZF y la cantidad de puestos de trabajo por empresa, lo cual da una idea sobre la orientación primaria de las ZF. En las ZF donde la producción se concentra en las industrias, hay un uso más intensivo del factor trabajo (siendo mayor el promedio de personal ocupado por empresas) y en aquellas donde hay más empresas del sector de servicios, como ser logística y comercial, no hay un uso tan intensivo del factor trabajo.

Si se toman en cuenta los países de la OCDE (gráfico 3) se verifica una predominancia de Estados Unidos respecto al número de ZF instaladas por país. Con 12 ZF, Uruguay se sitúa como un país con elevado número, en comparación con estos países, apenas por debajo de Estados Unidos, Turquía y Polonia.

Gráfico 3 - Número Zonas Francas en países de la OCDE, 2015.

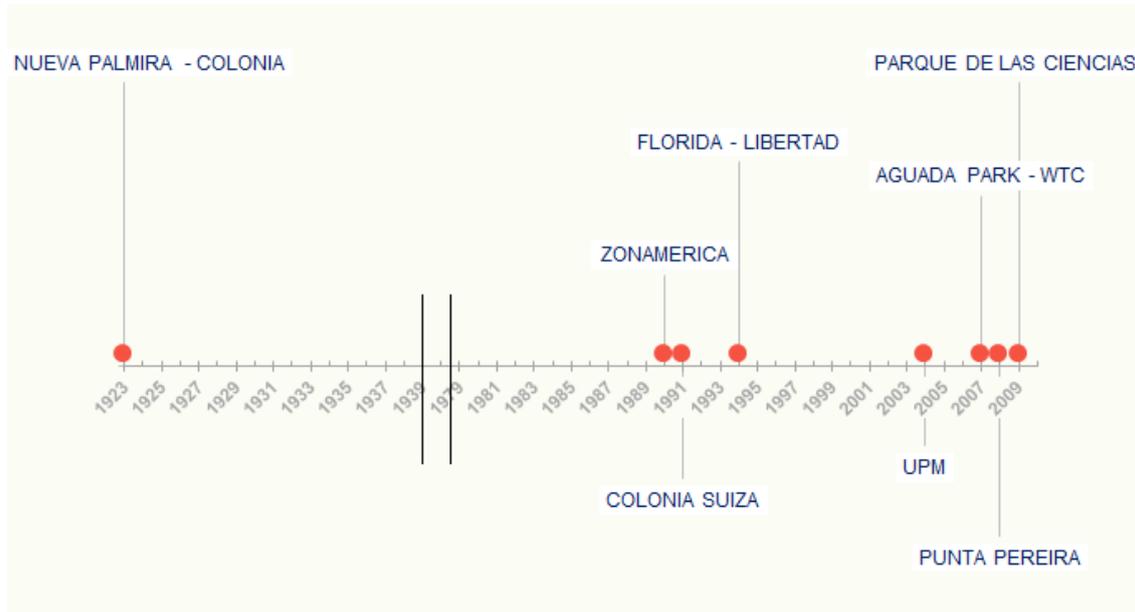


Fuente: Elaboración propia en base a datos de Asociación de Zonas Francas de las Américas (AZFA)

En lo que respecta a Uruguay, la historia de las zonas francas (ZF) tiene ya casi un siglo de antigüedad, con la autorización de las pioneras, Nueva Palmira y Colonia, en 1923 (figura 1). No obstante, la creación de estas áreas de actividad económica tuvo un fuerte impulso durante la última década del siglo XX y la primera del siglo XXI. Actualmente existen once ZF operando en el país⁵. Las últimas en crearse corresponden a ZF dedicadas básicamente a los servicios y particularmente a los llamados servicios no tradicionales (SNT). A modo de ejemplo, Aguada Park contaba con 27 empresas en 2012 mientras que World Trade Center contaba con 19. Según datos del Área de Zona Franca del Ministerio de Economía y Finanzas (AZF-MEF), al 2016 el número de empresas en actividad en ambas ZF ascendieron a 82 y 110, respectivamente.

⁵ Con fecha 1 de marzo de 2016 se emitió resolución para el cierre de la zona franca de Rivera, la que ya se encontraba intervenida desde 2001. Por esta razón, no fue tomada en cuenta para este trabajo.

Figura 1 - Creación de las Zonas Francas en Uruguay.



Fuente: Elaboración propia en base a contratos del AZF-MEF

En su artículo 1, la Ley 15.921 de diciembre de 1987 declaró de interés nacional “la promoción y desarrollo de zonas francas, con los objetivos de promover inversiones, expandir las exportaciones, incrementar la utilización de mano de obra nacional e incentivar la integración económica internacional.”⁶. Sobre esta base, las ZF permiten desarrollar cualquier tipo de actividad, comercial, industrial o de servicios, sin limitación alguna y con exoneración total de todo tributo nacional, creado o a crearse. Asimismo, la introducción de bienes a dichos recintos está exonerada de todo gravamen. La mencionada exoneración no alcanza a las contribuciones a la seguridad social del personal uruguayo. Por mandato legal, el Estado se constituyó en garante de los derechos que la ley otorga a los usuarios, respondiendo con daños y perjuicios, por el respeto de los derechos que la ley otorga a los usuarios.

Las empresas habilitadas para desarrollar actividades en las ZF, pueden ser personas físicas o jurídicas bajo cualquier forma societaria, admitiéndose las sociedades con acciones al portador, lo cual asegura el anonimato del inversor. La ley no hace

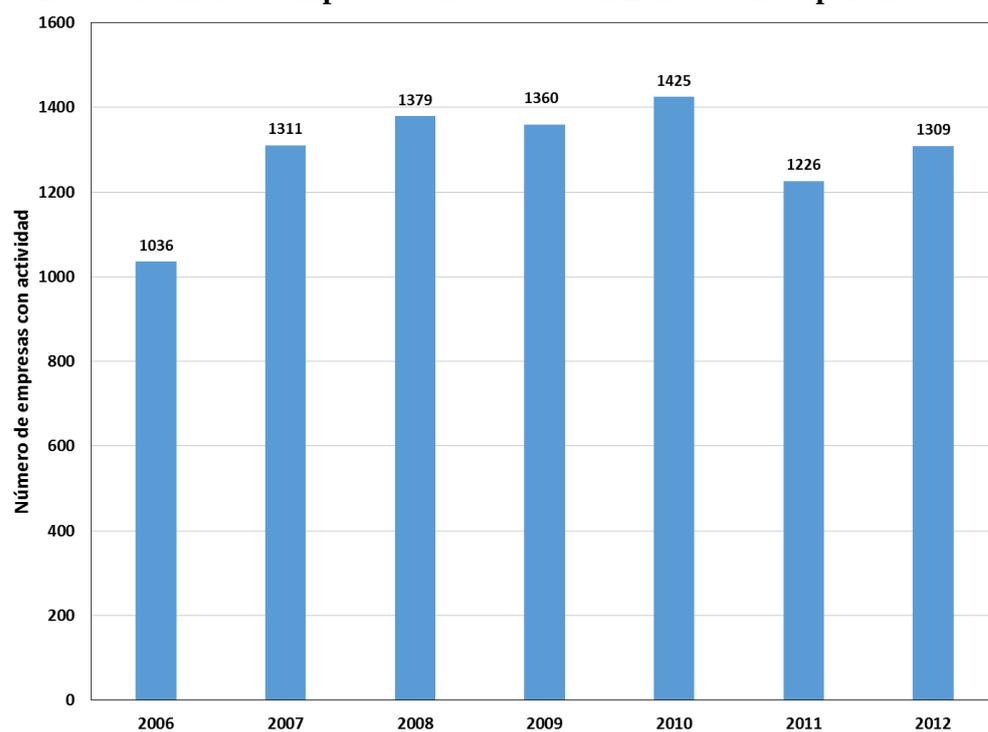
⁶ https://parlamento.gub.uy/documentosyleyes/leyes?Ly_Nro=15921.

diferencia alguna entre inversiones nacionales y extranjeras, ni requiere para las últimas ningún tipo de trámite o requisito especial, pudiendo las empresas extranjeras establecer sucursales. Hasta el 25% del personal puede ser extranjero, pudiendo estos renunciar a la tributación a la seguridad social del Uruguay. En casos justificados, este porcentaje puede ser ampliado por el gobierno por un período determinado, sujeto a revisiones.

Las ZF uruguayas, necesariamente autorizadas previamente por el Estado, deben proporcionar a sus usuarios la infraestructura para su funcionamiento. La misma comprende aspectos constructivos que involucran una urbanización mínima (amanzanamientos, predios, depósitos, oficinas, etc.) como servicios básicos (servicios eléctricos, saneamiento, comunicaciones, seguridad, vigilancia, etc.).

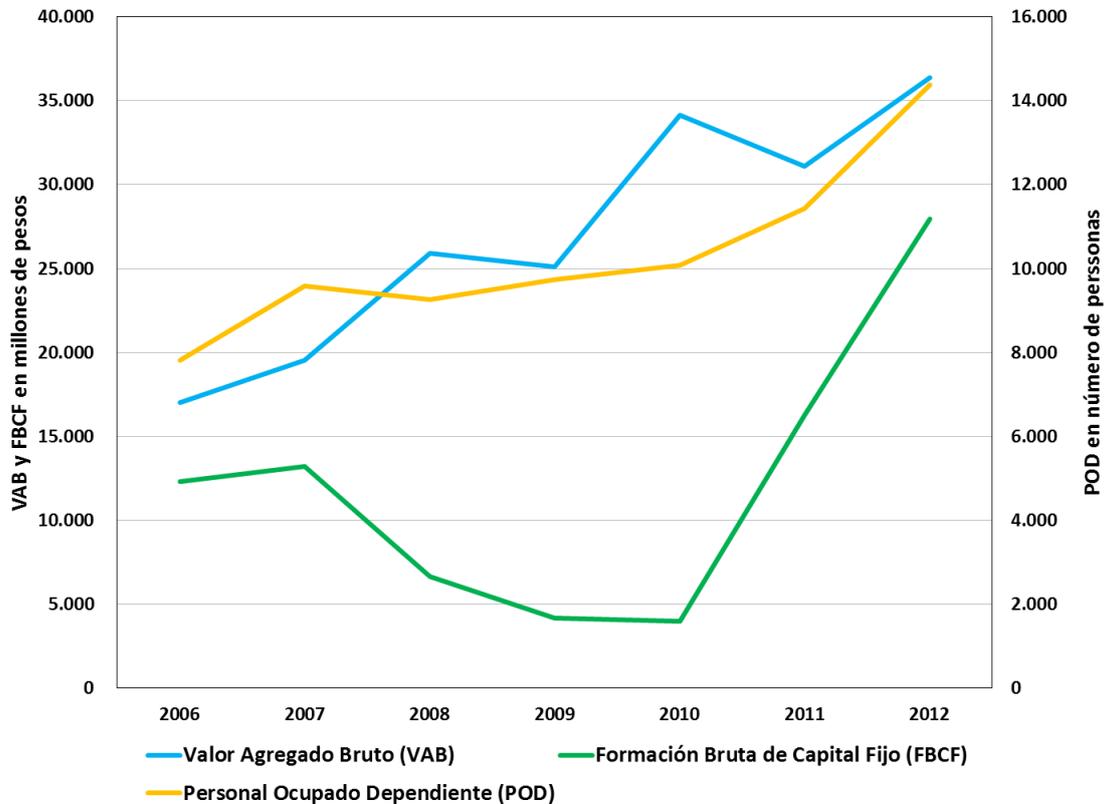
La información disponible a través de los diferentes censos económicos realizados por el Instituto Nacional de Estadística (INE) revela que las ZF han tenido un crecimiento importante en los últimos años, tanto en el número de zonas instaladas como en la cantidad de empresas operando en las mismas (INE, 2008; 2010; 2012; 2015). En 2006, el número de establecimientos que registró algún tipo de actividad alcanzó a 1.036. En 2010, dicho número se incrementó a 1.425 cifra más alta relevada, contando en el 2012 con algo más de 1.300, tal como se evidencia en el gráfico 4.

Gráfico 4 – Número de empresas con actividad en Zonas Francas por año.



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de Censos de Zonas Francas del Instituto Nacional de Estadística, 2006 al 2012 (INE, 2008; 2010; 2012; 2015).

Gráfico 5 - Evolución del empleo (POD), producto (VAB) e inversión (FBCF) en ZF.



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de los Censos de Zonas Francas 2006 al 2012.

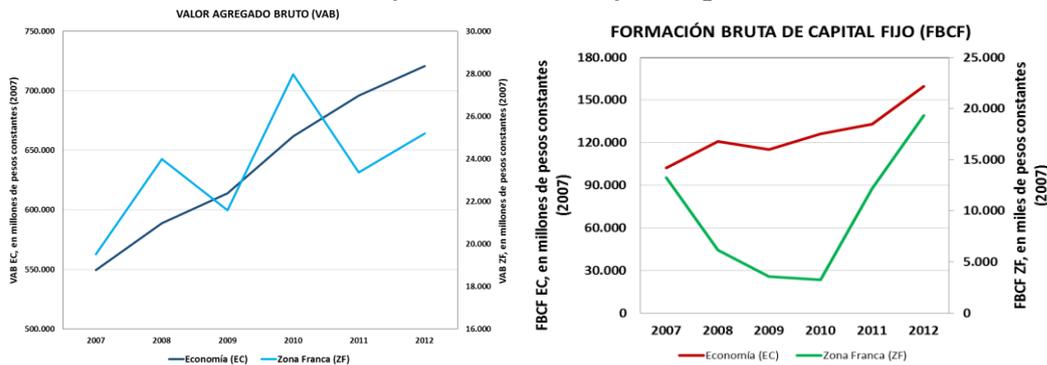
Un rápido análisis de las principales variables de la economía nacional (EC) a precios corrientes (empleo, producto e inversión) revela un incremento de la magnitud de las mismas entre 2006 y 2012. En particular, la inversión, medida como formación bruta de capital fijo (FBCF), mostró un incremento de 169,3%; el producto (PIB) creció 121,4% y el empleo aumentó 10,7%.⁷ En las ZF, en el mismo período, el crecimiento de la inversión fue de 127,2%; el valor agregado bruto (VAB) manifestó un aumento del 113,9% y el empleo aumentó un 83,6% (Gráfico 5).

Al expresar la magnitud de estas variables en términos constantes (base 2007), se observa que el VAB de la economía en su conjunto (EC) creció 39,7% entre 2006 y 2012 mientras que el VAB de ZF creció 35,3%. En los mismos términos, la inversión

⁷ Fuente: BCU <http://www.bcu.gub.uy/Estadisticas-e-Indicadores/Cuentas%20Nacionales> - INE - <http://www.ine.gub.uy/web/guest/actividad-empleo-y-desempleo>

(FBCF) creció 69,7% en la economía (EC) y 43,7% en ZF. A simple vista, más allá de las diferencias de escala, se observa que la evolución del VAB y la FBCF no sería la misma en las ZF que en la EC. Mientras que en la EC, tanto el VAB como la FBCF muestran una marcada tendencia creciente, en las ZF el comportamiento de las mismas presenta ciclos (gráfico 6).

Gráfico 6 - Evolución del VAB y FBCF en la EC y ZF a precios constantes de 2007.



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de los Censos de Zonas Francas 2006 al 2012, BCU.

Si se analiza la relación entre inversión y producto (FBCF/VAB) para la EC y ZF durante el mismo período de 6 años (2007-2012) se encuentra que, en promedio, esta relación es superior para las ZF (41,8%) que para la EC (19,7%). Sin embargo, la relación FBCF/VAB es mucho más estable para el conjunto de la economía, con un registro mínimo de 19,7% en 2007 y un máximo de 22,2% en 2012. En el caso de ZF, la variación entre años es muy marcada, con un registro mínimo de 11,7% y un máximo de 76,8% en 2012.

Vaillant y Lalanne (2010) estudiaron el fenómeno de la especialización comercial de Uruguay a través de las ZF utilizando los censos económicos del INE realizados a partir de 2005. Estos autores concluyeron que las zonas francas generan estructuras de incentivos diferentes para las empresas que se establecen en ellas. Por esta razón, el nivel de actividad no puede ser evaluado con las herramientas tradicionales de medición.

En oportunidad del segundo censo de ZF llevado a cabo en 2006, el INE (2008) identificó y estimó el nivel de actividad de las empresas que realizan trading comercial. Se definió una metodología alternativa para medir ésta actividad corrigiendo el cálculo

del valor bruto de producción y calculando el mismo como la suma de los costos de las empresas (tomando en cuenta las sugerencias del manual de SCN 2008 y tratándolas por lo tanto como unidades auxiliares).

Vaillant y Lalanne (2010) realizaron una corrección adicional identificando a las empresas que tienen un grado de heterogeneidad extremo en la composición del VAB en relación al resto de las empresas. Compararon los datos de la encuesta de actividad económica de la zona no franca y definieron un umbral de heterogeneidad. Las empresas que están más allá de este umbral (es decir que tienen una remuneración bruta al capital extraordinariamente superior al trabajo) caen dentro de la categoría de las que son objeto de corrección. Por lo tanto, en el caso de las empresas que se salen del umbral establecido, sustituyen las herramientas tradicionales de medición por esta corrección.

El INE (2008, 2010, 2012 y 2015) analizó las principales variables económicas dentro de las zonas francas. Tras el análisis de los siete censos realizados entre 2006 y 2012 inclusive, investigó principalmente la estructura del empleo, valor agregado bruto e inversión por año. Este análisis arrojó como resultado que la participación en el PIB de las ZF es el 3,5% en los últimos años censados (2011 y 2012). Según datos del censo de 2012, el sector servicios es el que más contribuye al PIB, representando en su conjunto el 47% del total del valor generado en ZF y siendo el 2,15% del total del PIB del país.

Dentro del sector servicios, los no tradicionales representan un 1,9% del PIB total de la economía. Para darle consistencia económica al análisis, el INE realizó un tratamiento diferencial a las actividades comerciales de trading y las empresas con actividad financiera (computando su VBP como si fuera una unidad auxiliar, o sea por la suma de los costos) de manera de no distorsionar los indicadores. Esta modificación metodológica fue debido a que se constataron casos con productividad muy por encima de la media en dichas clases de actividad.

Por otro lado, el Área Zonas Francas del Ministerio de Economía y Finanzas (MEF) realizó un censo en el año 2015 para relevar información económica de las empresas instaladas en ZF (MEF-AZF, 2016). En 2014, las exportaciones desde ZF llegaron a

3.283,4 millones de dólares corrientes, siendo el 24% de las exportaciones del país en ese año. Las exportaciones desde ZF tienen una estructura diferente a las del resto del país, donde las exportaciones de bienes tienen una importancia mayor. Esto es debido a que dentro de ZF no se desarrollan actividades primarias y a su vez el sector servicios tiene un peso significativo mayor, representando más del 60% de las exportaciones totales de ZF. En 2014 se exportaron servicios (tradicionales y no tradicionales) desde ZF por casi 2.000 millones de dólares.

Los servicios que más se destacan por los montos exportados son los servicios no tradicionales (SNT). Dentro de estos, los más relevantes son los “servicios administrativos y servicios de apoyo” representando el 18,2%. Le siguen en importancia los “servicios financieros y de seguros” con el 14,3% y los “servicios profesionales, científicos y técnicos” con el 13,8% de las exportaciones totales. En 2015, la importancia de los montos exportados por parte de las empresas en régimen de ZF, dio como resultado una contribución a las exportaciones de SNT de Uruguay de aproximadamente 75%.

En julio de 2007, el MEF autorizó la instalación de dos ZF destinadas exclusivamente a los servicios: WTC Free Zone S.A. e ITSEN S.A. Actualmente, existe un proyecto de ley de zonas económicas especiales que modifica la ley de zonas francas, con lo que se permite la creación de zonas temáticas de servicios. El proyecto se encuentra en espera de aprobación por parte del Poder Legislativo. Existen otros dos proyectos en espera de decisión parlamentaria que prevén el desarrollo de actividades vinculadas a la salud y a la industria audiovisual.

Esto pone de manifiesto una política de incentivo a la inversión y desarrollo de servicios, particularmente de aquellos conocidos como “no tradicionales”, a través de un instrumento como las ZF. Esta política incluye un tratamiento tributario y legal diferencial frente al RE. En ese sentido, es importante evaluar si estos incentivos efectivamente provocan un desempeño diferencial entre las empresas que operan al amparo de las ZF instaladas en el país y las que lo hacen fuera de estas áreas, en el ámbito normal de la economía.

Es importante estudiar los factores que explican: i) el incremento tanto en el número de ZF como de usuarios (empresas) dentro de las mismas, ii) el tipo de actividad desarrollada por dichas empresas, y iii) el tipo de estructura productiva adoptada para el caso de actividades de servicios no tradicionales, de acuerdo a la normativa e incentivos vigentes.

Asimismo, cabe preguntarse si esta política ha sido exitosa, en términos de obtener los resultados esperados y dar cumplimiento a los objetivos que impulsaron la creación de estas áreas. Dado el énfasis puesto en el desarrollo de SNT ¿Cómo es el desempeño de las empresas de este tipo que operan en ZF con respecto a las que operan en el RE fuera del amparo de las mismas? ¿Qué puede decirse con respecto a la tecnología aplicada y el uso de los factores de producción por parte de las empresas de SNT de ZF y las que operan en el mismo sector pero fuera de ZF?

Antes de hacer referencia a un sector como el de servicios, conviene aclarar qué se entiende por servicios y cuál es el alcance de este sector de actividad. Existen varios enfoques sobre este tema pero el generalmente adoptado es el establecido en el manual del Sistema de Cuentas Nacionales (SCN, 2008)⁸. Según el SCN-2008, la producción de servicios se limita a aquellas actividades capaces de ser realizadas por una unidad en beneficio de otra. En otro caso, las industrias de los servicios no podrían desarrollarse y por lo tanto no existirían mercados de servicios. Es posible que una unidad produzca un servicio para su propio consumo, siempre que, alternativamente, dicha actividad sea tal que pueda ser efectuada por otra unidad productiva.

Los servicios resultan de una actividad productiva que cambia las condiciones de las unidades que los consumen o que hace posible el intercambio de productos o de activos financieros. Se pueden separar en dos clases: los que cambian las condiciones de las unidades que los consumen y los que generan un margen. Los servicios son productos que se realizan sobre pedido, que (en la mayoría de los casos) consisten en cambios en las condiciones de las unidades que los consumen. Son el resultado de las actividades realizadas por sus productores a demanda de los consumidores. Los servicios no son

⁸ <https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/SNA2008Spanish.pdf>

entidades independientes sobre las que se puedan establecer derechos de propiedad. No pueden intercambiarse por separado de su producción. En el momento de concluir su producción los servicios han sido suministrados a sus consumidores.

Hay diferentes cambios que los consumidores de servicios demandan a los proveedores de los mismos para que el servicio sea brindado:

- 1.- Cambios en la condición de los bienes de consumo: el proveedor actúa directamente sobre los bienes que son propiedad del consumidor como ser: transportando los bienes, limpiándolos, reparándolos o aplicando sobre ellos otro tipo de transformación;
- 2.- Cambios en la condición física de las personas: el productor transporta a las personas, les brinda alojamiento, o les proporciona tratamiento médico o quirúrgico, mejora su aspecto, etc.;
- 3.- Cambios en la condición mental de las personas: el productor brinda enseñanza, información, asesoramiento, servicios recreativos y otros análogos de forma directa.

A los efectos del presente estudio, es necesario definir previamente cuáles de estos servicios son los que se agrupan dentro del término “servicios no tradicionales” (SNT).

Servicios No Tradicionales (SNT):

En las últimas décadas, el sector servicios ha venido atravesando cambios profundos, los que han llevado a la necesidad de distinguir dos tipos cada vez más diferenciados. Por un lado, los llamados servicios tradicionales (que incluyen turismo y transporte y dentro de transporte a la logística); por otro lado, los servicios no tradicionales, de desarrollo más reciente, ligados básicamente a las nuevas tecnologías y al avance de las comunicaciones.

El estudio de SNT ha cobrado cada vez mayor relevancia debido a su dinamismo y a su impacto en el comercio internacional de servicios. De acuerdo a cifras publicadas por Uruguay XXI (2015; 2017), desde hace ya varios años los SNT representaron más de la mitad de las exportaciones mundiales de servicios. Dentro de los mismos se incluyen los servicios financieros, servicios de informática e información, servicios profesionales

y empresariales, entre otros. Según esta misma fuente, entre los principales proveedores de SNT se destacan algunos países desarrollados como Estados Unidos (16%), Reino Unido (10%) y Alemania (6%). Del lado de los principales importadores se encuentran Estados Unidos (11%), Alemania, Irlanda y Francia (6% cada uno), Paises Bajos, Reino Unido y Japón (5% cada uno).

En cuanto a las categorías de servicios, los empresariales (servicios de compraventa, de arrendamiento de explotación y servicios profesionales y técnicos) son los más importantes con una participación de 41% en el total de SNT. Le siguen en importancia los servicios de IT y comunicación con 18%, financieros con 16%, regalías y derechos de licencia con 12% (Uruguay XXI, 2015; 2017).

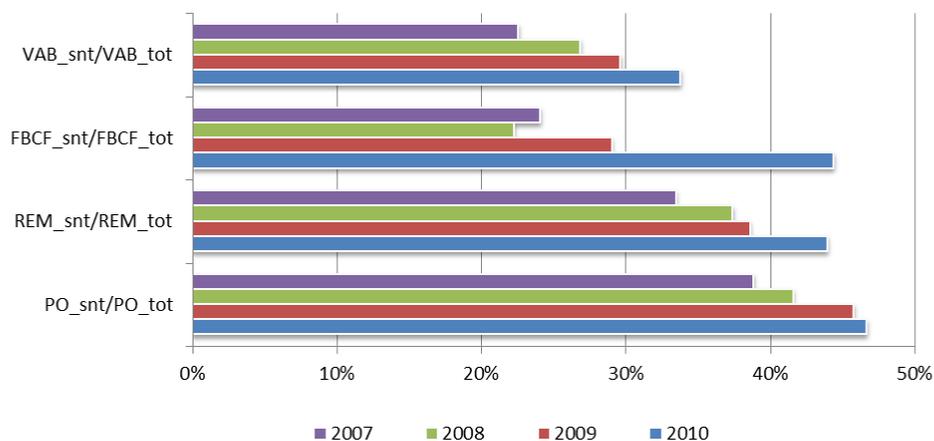
En Uruguay, este tipo de servicios ha acompañado las tendencias mundiales, experimentado un proceso de apertura. Esto ha permitido una mejor inserción en el comercio internacional, generando y demandando un mayor desarrollo de la estructura productiva de los mismos. Esto se observa a través de las exportaciones de Uruguay en este período. En 1990, las exportaciones de los SNT eran el 2% de las exportaciones totales. En 2015 representaron más del 21% (Uruguay XXI, 2017), lo cual denota el dinamismo que han tenido en estos últimos años.

Según Uruguay XXI (2015; 2017), se estima que en Uruguay hay 2.000 empresas que exportan servicios generando 20.000 puestos de trabajo y en el 2014 representaron el 18% del total de exportaciones de bienes y servicios del país y un 5% del PIB. A su vez, se consolida la importancia de las ZF en esta materia ya que contribuyen con el 50% del total del empleo y con el 75% de las exportaciones totales. Se puede sostener entonces que las ZF son así una plataforma de exportación de servicios.

El gráfico 7 muestra la participación de cuatro variables relevantes para medir la evolución económica. Se utilizan los datos de la Encuesta Anual de Actividad Económica (EAAE), relevada con una frecuencia anual, mostrando el valor agregado bruto (VAB), la formación bruta de capital fijo (FBCF), las remuneraciones mensuales promedio (REM) y el personal ocupado dependiente (POD), de los SNT respecto al

total de servicios. Se puede corroborar un mayor dinamismo en todas ellas a través del crecimiento, año a año, de la participación de los SNT en el total de los servicios.

Gráfico 7 – Servicios no tradicionales y total para los datos de la EAAE por año

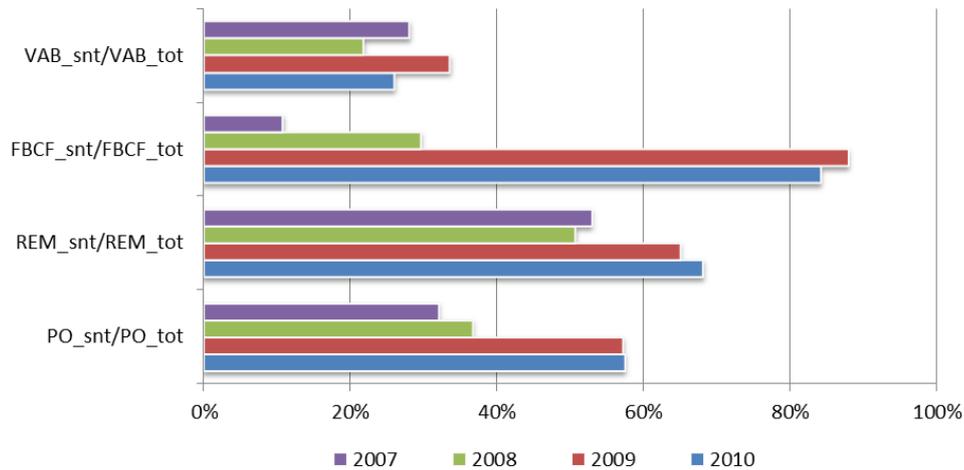


VAB = Valor Agregado Bruto; FBCF = Formación Bruta de Capital Fijo; REM = remuneraciones; POD = Personal Ocupado Dependiente; SNT = Servicios no tradicionales; TOT = total.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE – EAAE.

Analizando el comportamiento de los SNT para ZF durante el mismo período (gráfico 8) se constata que, en los últimos años, más del 80% de la inversión provino de empresas que tienen como rama principal los SNT. A su vez, estas empresas explicaron más del 50% del total de puestos de trabajo generados en ZF y 60% de las remuneraciones pagadas en las mismas.

Gráfico 8 – Servicios no tradicionales y total para los datos de Censos ZF por año



VAB = Valor Agregado Bruto; FBCF = Formación Bruta de Capital Fijo; REM = remuneraciones; POD = Personal Ocupado Dependiente; SNT = Servicios no tradicionales; TOT = total.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE – EAEE.

2. Objetivo de la investigación

El objetivo de este trabajo es determinar si existen diferencias en el uso de los factores productivos de las empresas de las secciones de servicios no tradicionales (SNT) de ZF y el RE, en el período comprendido entre 2007 y 2012.

Una forma de expresar la tecnología utilizada por las empresas es a través de funciones de producción (Varian, 2006). Mediante el empleo de un determinado proceso tecnológico, las empresas combinan una serie de factores de producción para la obtención de uno o más productos (bienes o servicios). La presente investigación pretende determinar si existen diferencias en las funciones de producción de las empresas dedicadas a la provisión de SNT en ZF y en el RE. El período de análisis va de 2007, coincidiendo con la aparición de las ZF de servicios Aguada Park (ITSEN S.A.) y World Trade Center (WTC Free Zone S.A.), hasta 2012, último año con información disponible.

Los estímulos para la prestación de SNT en ZF presuponen que la función de producción, en este caso, puede ser diferente a la que se observa para estos servicios cuando operan en zona no franca (RE). El auge mostrado en el transcurso de los últimos

años -dada la normativa vigente- hace presumir que los coeficientes asociados al capital fijo y al trabajo pueden ser diferentes.

Los incentivos para la instalación de empresas en ZF, no es sólo de índole tributaria. Hay otros beneficios específicos para que la prestación de determinados servicios quede en condiciones de competencia internacional (por ejemplo, soporte logístico, asesoramiento y capacitación informática, *call center*, entre otros). Otros factores que pueden contribuir a la decisión de instalarse en ZF -por parte de inversores del exterior- son los requerimientos de mano de obra calificada y la existencia de un marco jurídico que contribuye a tomar decisiones de largo plazo por parte de quienes evalúen instalarse.

3. Justificación y aporte

En la medida en que la investigación en torno a este tema es aun escasa en Uruguay (el registro de estadísticas acerca de las zonas francas recién comenzó en 2005), este trabajo pretende constituirse como un aporte valioso desde diversas ópticas:

- desde el punto de vista de la **relevancia social**: a partir del análisis propuesto se pueden extraer conclusiones en relación a la evolución de la inversión en bienes de capital fijo, dando lugar a la implementación o modificación de políticas destinadas a estimular la inversión en zonas francas. Actualmente existen nuevos incentivos a la instalación de zonas francas destinadas a brindar servicios, con lo cual debería esperarse un aumento no sólo en la inversión sino también en la generación de empleo. Este estudio podrá brindar insumos para la definición de políticas públicas y la toma de decisiones.
- desde el punto de vista de la **relevancia para la disciplina**: A pesar de algunos estudios sobre comercio internacional de las zonas francas y del valor agregado que generan, hasta la fecha ninguno ha analizado la relación existente entre las ZF y RE a través de sus respectivas funciones de producción. Esto puede

obedecer a una insuficiencia de datos disponibles o simplemente a un desconocimiento del potencial de información que esos datos contienen.

En general, la evolución de las principales variables económicas (valor agregado bruto, empleo, remuneraciones, formación bruta de capital fijo, excedente de explotación, etc.) es seguido de cerca por la mayoría de los gobiernos por su relevancia a nivel político y social. El instrumental metodológico usado en este trabajo es útil para el análisis de incentivos destinados a la instalación de determinado tipo de empresas (ya sea porque la actividad en la que se focalizarán brinda mayores rendimientos, o porque dada la relevancia de la misma, amerita la exoneración de determinada carga impositiva).

4. Marco Teórico y Modelo de Análisis

4.1. La función de producción

Siguiendo a Varian (1992) y a Mankiw (2006) la forma más usual y simple de describir la tecnología de una empresa es a través de la función de producción, la cual puede ser escrita de forma genérica de la siguiente manera:

$$(1) \quad Y = F(K,L), \quad \text{donde: } Y = \text{Producto, } K = \text{Capital, } L = \text{Trabajo}$$

En forma resumida, (1) expresa la cantidad de producto final (Y) en función de todos los insumos necesarios para producirla (en este caso, identificados en forma genérica como K y L). La función de producción representa una relación tecnológica. Señala la cantidad máxima de producto que es posible obtener a partir de una cantidad dada de insumos o, lo que es lo mismo, la combinación mínima de insumos a ser utilizados para que producir una cantidad arbitraria de producto.

La estimación de funciones de producción es un ejercicio común en economía. Una de las formas funcionales más populares y utilizadas en la literatura es la llamada función Cobb-Douglas, en honor a Paul Douglas y a Charles Cobb, quienes investigaron por primera vez su comportamiento con datos empíricos. Utilizando esta función, Cobb y

Douglas (1928) analizaron la distribución de la renta nacional de los Estados Unidos entre el capital y el trabajo. Los datos sugirieron la existencia de una relación constante a lo largo del tiempo entre ambos factores y que, a medida que crecía la producción, la renta total de los trabajadores crecía en la misma proporción que la renta del conjunto de los empresarios.

A partir de entonces, la función Cobb-Douglas (CB) ha sido comúnmente utilizada para representar las relaciones entre el producto e insumos, capital, trabajo y tecnología. Su especial atractivo se debe a su simplicidad y conveniencia matemática; es de fácil manejo y cumple con las propiedades básicas de una función de producción (Chambers, 1988).

En su versión original (Cobb y Douglas, 1928), la función de producción Cobb-Douglas se define como:

$$(2) \quad Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}, \quad \text{siendo } 0 < \alpha < 1.$$

El término A puede ser interpretado como la tecnología, el conocimiento técnico o las ideas. En sus análisis, Paul Douglas observó que la división de la renta nacional entre trabajadores y capitalistas permanecía relativamente constante en el tiempo. Conjuntamente con Charles Cobb encontraron que si existía una función de producción tal que los factores de producción fueran remunerados según su productividad marginal, la proporción de renta agregada que se apropiaba cada uno de ellos debería ser constante. En base a ello, la función de producción CB debería exhibir estas dos propiedades:

1. Rentas del capital = $PmgK.K = \alpha Y$

2. Rentas del trabajo = $PmgL.L = (1-\alpha)Y$

El coeficiente α es la participación del capital en la renta nacional y $(1-\alpha)$ es la participación del trabajo en la misma.

4.2. Estimación de la función de producción

En su versión estocástica, la expresión en (2) puede escribirse de la siguiente manera:

$$(3) \quad Y = AK^\alpha L^{1-\alpha} e^u, \quad \text{donde } u \text{ es una perturbación aleatoria.}$$

Aplicando logaritmo neperiano a (3) y renombrando $\alpha_0 = \text{Ln}A$, se obtiene la siguiente transformación:

$$(4) \quad \text{Ln}Y = \alpha_0 + \alpha \text{Ln}K + (1-\alpha)\text{Ln}L + \varepsilon$$

Definiendo $y = \text{Ln}Y$, $k = \text{Ln}K$ y $l = \text{Ln}L$, se obtiene una versión lineal en sus parámetros:

$$(5) \quad y = \alpha_0 + \alpha k + (1-\alpha)l + \varepsilon$$

Los coeficientes α y $(1-\alpha)$ representan la elasticidad del producto respecto al capital y al trabajo, respectivamente. Indican cuán responsivo es el producto ante cambios en un insumo o factor de producción. La expresión (2) implica la existencia de retornos a escala constantes (REC), lo cual puede constituir un supuesto demasiado rígido, desde el punto de vista empírico.

A raíz de las críticas recibidas, Douglas (1948) adoptó una expresión más flexible, redefiniendo el exponente $(1 - \alpha)$ de modo que los exponentes correspondientes a trabajo y capital pudieran ser estimados en forma independiente:

$$(6) \quad Y = AK^{\alpha_1} L^{\alpha_2}, \quad \text{con } \alpha_1 > 0 \text{ y } \alpha_2 > 0.$$

En vez de imponerla por construcción, la versión especificada en (6) permite testear la presencia de REC. Si $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$, entonces existen REC y la ecuación deriva en la versión original en (2). Si $\alpha_1 + \alpha_2 > 1$, los retornos a escala son crecientes mientras que si $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$, los retornos a escala serán decrecientes.

Con esta nueva versión, la expresión derivada en (5) se convierte en:

$$(7) \quad y = \alpha_0 + \alpha_1 k + \alpha_2 l + \varepsilon$$

Reordenando (7) y discriminando el empleo entre calificado (l^s) y no calificado (l^u), la función de producción se puede reescribir de forma tal que para $i = 1, 2, \dots, N$ empresas observadas durante $t = 1, 2, \dots, T$ períodos de tiempo (años), el modelo empírico a estimar será:

$$(8) \quad y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 l_{it}^s + \alpha_2 l_{it}^u + \alpha_3 k_{it} + \varepsilon_{it}$$

La función derivada en (8) es lineal en los parámetros por lo que, en principio, puede ser estimada por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Esto requiere que el término de error ε_{it} sea independiente e idénticamente distribuido en forma Normal con media 0 (cero) y varianza constante (σ^2). No obstante, la ecuación (8) muestra una estructura de panel, en la cual i denota la dimensión de “datos transversales” y t la dimensión de “serie de tiempo”. En principio, el término de error podría tener una estructura de tipo:

$$(9) \quad \varepsilon_{it} = \eta_i + u_{it}$$

El término η_i podría denotar efectos no observables específicos de las empresas mientras que $u_{it} \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$ podría asimilarse al error usual de la regresión (Baltagi, 1995).

Baltagi (1995) resumió algunos de los beneficios y las limitantes en el uso de datos de panel. Entre los beneficios, destacó que los paneles:

1. Permiten controlar la homogeneidad individual, en este caso de las empresas, evitando posible sesgo en las estimaciones.
2. Ofrecen mayor información, más variabilidad, menos colinearidad en los datos, más grados de libertad y mayor eficiencia en la estimación.
3. Son más idóneos para estudiar las dinámicas de ajuste en las variables, por ejemplo en el uso de insumos y factores.
4. Son más capaces de identificar y medir efectos simplemente no detectables cuando se trabaja exclusivamente con secciones transversales o series de tiempo.

5. Habilitan la construcción de modelos de comportamiento más complejos que los basados puramente en secciones transversales o las series de tiempo.
6. Permiten usar datos con mayor desagregación, usando datos recolectados a nivel de individuos o empresas, evitando los sesgos que con frecuencia resultan de tener que agregar información.

Por otro lado, los datos de panel pueden tener limitaciones, algunas de ellas a cualquier otro análisis realizado en base a encuestas:

1. Diseño y recolección, propias del uso de micro datos: cobertura incompleta de la población de interés, no respuesta, respuestas incorrectas o inconsistentes, frecuencia y espacio de las entrevistas, uso del tiempo y delimitación en el sesgo de muestra.
2. Distorsiones debido a errores de medición (preguntas mal formuladas, errores de memoria, distorsión deliberada en las respuestas, informantes inapropiados, errores al recoger la información, errores del entrevistador).
3. Problemas de selectividad, los que originan sesgo en los datos a causa de:
 - a. autoselección, que puede dar lugar a datos truncados o censurados.
 - b. falta de respuesta por múltiples razones.
 - c. atrición, por pérdida de información por muerte de individuos o empresas u otras causas.
4. Reducida dimensión de la serie de tiempo.

Varios han sido los autores que han prestado atención a estos y otros problemas que aparecen comúnmente a la hora de estimar en forma empírica funciones de producción como la presentada en (8) y que justifican una especificación del término de error del tipo presentado en (9). De ser así, la estimación por MCO produce estimadores sesgados e inconsistentes, perdiendo su condición de estimador lineal insesgado óptimo (ELIO).

Marschak y Williams (1944) señalaron que el economista investigador, al contrario del que hace experimentación en el área biológica, no trabaja con experimentos controlados. El economista que opera con datos reales observados no puede escoger libremente una variable como “dependiente” y mantener las restantes como

“independientes”. Más aún, estos autores enfatizaron que el economista no tiene variables independientes a su disposición porque debe tomar los datos como vienen, es decir, como producto de un mecanismo que está fuera de su control. El uso de factores de producción e insumos intermedios no es, por tanto, ajeno al desempeño productivo de la empresa, lo que redundará en problema de simultaneidad en los datos.

Analizando el desempeño de empresas del sector de equipamiento de telecomunicaciones de Estados Unidos publicados por la oficina del censo (U.S. Census Bureau), Olley y Pakes (1996) encontraron que durante el período de investigación (1974-1987) se produjo una importante reestructura que involucró un gran número de entradas y salidas de empresas en el sector, así como grandes cambios en el tamaño de las empresas que se mantenían operando. Una forma tradicional de lidiar con este problema es simplemente filtrar la base de datos dejando solamente las empresas con actividad durante todo el período y estimar un panel balanceado, con la pérdida de información que ello implica.

Olley y Pakes (1996) mostraron que la decisión de una empresa, en términos de cerrar o continuar operando y, en este último caso, la elección del nivel de insumos a utilizar, depende de la productividad, esto es, de la cantidad de producto obtenido por unidad de insumos consumidos. Desde el momento en que esta variable es inobservable para el investigador, estos autores propusieron un algoritmo general, conocido en la literatura como Olley-Pakes (OP) para la estimación de los parámetros de la función de producción. El método OP se basa en el uso de una variable observable, la inversión, como proxy de la productividad para controlar ambos problemas (autoselección y simultaneidad) en forma explícita.

Sin embargo, el uso del nivel de inversión como un proxy de la productividad es válido solamente si todas las empresas reportan niveles positivos de inversión. Este es el problema con el que se encontraron Levinsohn y Petrin (2003) trabajando con un panel desbalanceado de 8 años para las cuatro industrias más relevantes a nivel de tres dígitos de la CIIU (excluyendo el petróleo y refinación) relevadas en los diferentes censos por el Instituto Nacional de Estadística de Chile. Alrededor de la mitad de las empresas contenidas en la base de datos que tenían a disposición reportaban inversión cero. Desde

el punto de vista empírico la condición de monotonicidad no rige para esas observaciones. En este caso, el proxy de inversión no está disponible, obligando a un truncamiento de los datos, con la consiguiente pérdida de información y eficiencia en la estimación.

Extendiendo las ideas de Olley y Pakes (1996), Levinsohn y Petrin (2003) demostraron que el uso de insumos intermedios es también una alternativa plausible frente a la inversión, para resolver el problema de simultaneidad. En favor de este enfoque, argumentaron que las encuestas a la actividad de las empresas casi siempre relevan información sobre el uso de niveles positivos de ciertas categorías de insumos como materiales y energía eléctrica.

La situación planteada en este trabajo es similar al caso reportado por los autores precedentes. El uso de MCO para estimar los coeficientes de la función de producción delineada en (8) produciría estimadores sesgados e inconsistentes. Las variables ubicadas del lado derecho de la ecuación (8), (l^s , l^u y k) no son verdaderamente exógenas. El término de error responde a (9), donde u_{it} es el error usual, que incluye errores de medida, de recolección de datos o procedimientos de cálculo, mientras que η_i es una variable inobservable para el investigador pero conocida por la empresa y que incide seguramente en las decisiones de producción de la misma.

El uso de un proxy para la variable no observada η , si se hace adecuadamente, tiene varias ventajas sobre otros estimadores: no se asume que η sea invariante en el tiempo, permite una varianza más identificable entre l^s , l^u y k y por esto es una solución menos costosa para los problemas de variable omitida o simultaneidad. En adición, permite utilizar toda la base de datos disponible y no solamente aquellas observaciones de valor positivo.

El método propuesto por Levinsohn y Petrin (2003), de aquí en más Levinsohn-Petrin o LP, es un procedimiento bietápico, similar al OP en varios aspectos. Implica la creación de una nueva ecuación que permita expresar η_i , el cual se asume representa potenciales shocks en productividad, en función de variables observables como la inversión e insumos intermedios. El único requerimiento básico es el de monotonicidad, es decir,

que η_i sea creciente en sus argumentos o al menos en la variable a ser utilizada como proxy.

A partir de esto, la función de producción (8) es expandida mediante la inclusión de la nueva ecuación y el modelo semi-paramétrico de regresión es estimado por MCO y una expansión polinomial de las variables relacionadas con η_i . Los parámetros independientes (no relacionados con η_i) estimados en la primera etapa se utilizan en la segunda para identificar los parámetros restantes a través de un método generalizado de momentos (MGM).

Levinsohn y Petrin (2003) enfatizaron el hecho de que no hay una mejor y única manera de implementación universal de un proxy para controlar la correlación entre el uso de insumos y factores y los shocks de productividad. La elección del proxy, sea este la inversión, como propusieron Olley y Pakes (1996), o un insumo intermedio, depende de los datos disponibles y del sector industrial o de servicios en cuestión. Es importante, señalan aquellos autores, que el proxy elegido sea una variable reportada en la base de datos y que tenga valores positivos para la mayoría de las N empresas y los T años. Desde el punto de vista empírico, es necesario que la condición de monotonicidad sea satisfecha en la mayor medida posible (Levinsohn y Petrin, 2003).

En resumen, el método LP permite corregir dos fuentes de sesgo que el investigador enfrenta comúnmente a la hora de estimar funciones de producción: selectividad y simultaneidad. Gran parte de su atractivo radica, además, en que ofrece una alternativa que es fácil de implementar y funciona bien en un contexto de situaciones más amplio que el de Olley-Pakes.

La elección del método LP para esta investigación se basó justamente en las características mencionadas: su habilidad para corregir los problemas mencionados y facilidad de aplicación. Por otro lado, la imposibilidad de utilizar la inversión como proxy debido a la alta proporción de observaciones con valor cero para esta variable, constituyó un aditamento más en favor de su elección.

5. Materiales y Métodos

5.1. Fuentes de datos y variables utilizadas

Los datos utilizados provienen del Censo Económico de Zonas Francas (CEZF) que el Instituto Nacional de Estadística (INE) lleva a cabo desde el año 2006 y de la Encuesta Anual de Actividad Económica (EAAE) que realiza el mismo INE. A partir del CEZF se generó la base de datos de empresas que operan bajo el régimen de ZF mientras que de la EAAE se construyó la de empresas que operan fuera de ese régimen al que se denomina resto de la economía (RE).

Si bien una primera selección proveniente de esta fuente incluyó empresas de ZF (por ser del estrato forzoso por empleo o por volumen de ventas), éstas se excluyeron de las bases de datos de la EAAE para todos los años en que se realizó el análisis. De esta manera dicha base quedó conformada exclusivamente por empresas correspondientes al RE.

A los efectos de limitar el análisis exclusivamente a empresas que operan con servicios no tradicionales (SNT), los datos de ambas fuentes fueron filtrados de manera de incluir las siguientes secciones correspondientes a SNT: J “Intermediación financiera”; K “Actividades inmobiliarias empresariales y de alquiler”; M “Enseñanza”; N “Servicios sociales y de salud” y O “Otras actividades de servicios comunitarios, sociales y personales” de la CIU Rev.3 adaptada a Uruguay.

Cuando la codificación de las actividades era en base a la CIU Rev.4 se seleccionaron las secciones: I “Alojamiento y servicios de comida”, J “Información y comunicación”, K “Actividades financieras y de seguros”, L “Actividades inmobiliarias”, M “Actividades profesionales, científicas y técnicas”, N “Actividades administrativas y servicios de apoyo”, P “Enseñanza”, Q “Servicios sociales y relacionados con la Salud humana” y R “Artes, entretenimiento y recreación”. El análisis conjunto de los datos requirió una recodificación interna de los microdatos para identificar los servicios no tradicionales en cada sección de actividad según la CIU Rev.4 y CIU Rev.3.

Aplicados los filtros correspondientes, la estructura de los datos para ambas bases, ZF y RE, se corresponde a un panel desbalanceado de empresas de SNT. En el caso del RE, el panel abarca información de los años 2007 a 2010 inclusive, con un total de 565 observaciones. El período considerado en la base de ZF va de 2007 a 2012, con un total de 284 observaciones.

Las variables a consideración provienen de las bases de datos de macro variables a nivel de empresa, calculadas a partir de los microdatos recogidos en cada encuesta y disponibles a través del INE. Tanto para el RE como para ZF se utilizaron variables por empresa. En todos los casos, las observaciones responden a una frecuencia anual, donde los valores de nivel se transformaron a valores logarítmicos.

Según el Sistema de Cuentas Nacionales 2008 (SCN, 2008), la cuenta de producción es la primera de la sucesión de cuentas elaboradas para las unidades y los sectores institucionales que indica cómo se genera, distribuye y utiliza el ingreso de una economía. Esta cuenta se vincula a la definición de producción. La producción es una actividad realizada bajo la responsabilidad, el control y la gestión de una unidad institucional, en la que se utilizan insumos de mano de obra, capital y bienes y servicios para obtener otros bienes y servicios. La cuenta de producción muestra los productos del proceso de producción y los insumos utilizados en él.

Tratándose de servicios y no de producto físico, la mejor forma de tratar esta variable es en términos monetarios. En ese sentido, el saldo contable de la cuenta de producción en el SCN es el valor agregado, el que puede medirse en términos brutos o netos, es decir, antes o después de deducir el consumo de capital fijo⁹. El valor agregado pretende medir el valor adicional creado por el proceso de producción, por lo que sería deseable, en principio, a utilizar el VAN ya que el consumo de capital fijo es un costo de producción. No obstante, esto no fue posible en este estudio. La limitación impuesta por los datos a disposición, sobre todo del censo de ZF, imposibilitó el cálculo del VAN en

⁹ El *valor agregado bruto* se define como el valor de la producción menos el valor del consumo intermedio; el *valor agregado neto* se define como el valor de la producción menos los valores del consumo intermedio y del consumo de capital fijo.

forma razonable. Por esta razón, el valor agregado bruto (VAB) fue la opción elegida para su uso como variable dependiente.

Las variables disponibles para su consideración como variables independientes fueron el personal ocupado dependiente (POD), el que pudo ser desagregado en calificado y no calificado, el costo de materia prima, que para los SNT se esperaría que fuera marginal o muy bajo, el gasto en energía, combustibles, gas y agua, el stock de capital físico y la inversión anual.

Tal como es relevado, tanto en la EAAE como en el CEZF, la variable POD refiere al total del personal contratado directamente por la empresa, percibiendo una remuneración o no, sujetos a su dirección y control; incluye a los trabajadores que se encuentran de vacaciones, licencia por enfermedad, huelga, quienes se encuentran en seguro de paro con ánimo de ser reintegrados y cualquier otro tipo de descanso de corto plazo. En esta categoría ocupacional se considera también al personal eventual.

El personal se divide a su vez en calificado y no calificado. Por personal dependiente calificado se consideran a los profesionales, es decir, personal con estudios terciarios finalizados o más. El resto, incluyendo personas cursando estudios terciarios pero aún sin finalizar, se considera no calificado. Esto apunta a tener una estimación de la profesionalización del personal. Es de esperar, de todos modos, que el nivel de educación formal promedio de este grupo en el caso de SNT sea mayor que para empresas del sector manufacturero e incluso a las de servicios tradicionales¹⁰. El uso estas dos variables referidas a la mano de obra (especializados y no especializados) no resultó un problema con RE ni con ZF por lo que fueron incluidas de esa forma, en términos de cantidad.

Sí resultó un problema, por limitaciones en la información disponible a nivel del CEZF, capturar adecuadamente el valor de stock del capital físico. Ambas encuestas relevan el

¹⁰ Según el AZF-MEF en 2014 más del 40% del personal dependiente tiene formación terciaria terminada o más, el 10,03% tiene primaria terminada y el 48,50% tiene secundaria terminada. Según el informe del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social se destaca que el 16,13% del total de ocupados de Montevideo tiene terciaria, universidad completa o posgrado en el año 2014.

stock de capital al inicio y al final de cada ejercicio. El valor final surge de ajustar el nivel inicial con las inversiones en capital fijo realizadas en el ejercicio, la deducción de las amortizaciones generadas y el ajuste por revaluaciones, bajas, etc. En principio el valor de stock al final del período t debería coincidir con el valor inicial para el período $t+1$, para cada empresa. En la práctica, los valores de stock de capital final de un período con el inicial del período siguiente no coincidían, especialmente para el caso de los SNT. Por el contrario, presentaban un comportamiento atípico, con poca consistencia con la inversión efectiva en el período ni con el stock del período anterior.

Ante la imposibilidad de contar con valores confiables, se optó por representar esta variable a través de la inversión en capital fijo durante cada período. Según el SCN (2008), la cuenta de capital es la primera de las cuatro cuentas dedicadas a las variaciones de valor de los activos que poseen las unidades institucionales. Registra las transacciones de activos no financieros. La formación bruta de capital fijo (FBCF) se mide por el valor total de las adquisiciones menos las disposiciones, de activos fijos efectuadas por el productor durante el período contable más ciertos gastos específicos en servicios que incrementan el valor de los activos no producidos.

El hecho que en uno de los paneles (ZF), las variables energía, combustibles, gas y agua se registran a nivel agregado, inhibió su uso en forma individual. Como consecuencia, en el otro panel (RE) donde sí estaban disponibles en forma separada, se agregaron bajo la variable “energía y otros”, compatible con su homónima en ZF.

Todas las variables seleccionadas se expresaron en forma logarítmica, con frecuencia anual en las observaciones. Las variables representadas con valores monetarios se expresaron a precios constantes del año 2007. Se utilizaron diferentes deflatores según las variables. Para la variable “energía y otros” se utilizó como deflactor el IPC, tomando el índice de precios al consumo de las variables que se incluyen en energía y otros así como sus respectivos ponderadores para confeccionar un índice de precios que refleje la evolución real de la variable “energía y otros” considerada en este estudio.

Para el VAB se utilizó el índice de precios implícito del PIB¹¹ en tanto que para la inversión se utilizó el índice de precios implícitos de la misma fuente.

5.2. Elección del proxy de productividad

Para determinar el mejor proxy en el control de la potencial correlación entre la demanda de insumos intermedios y los shocks de productividad específicos de cada empresa, se siguieron las recomendaciones de Levinsohn y Petrin (2003). Para cada variable potencialmente elegible como proxy (inversión, materias primas, energía y otros) se cuantificó la proporción de observaciones con valor nulo (cero) y no nulo (positivo).

En su estudio, Levinsohn y Petrin (2003) procuraron una alternativa plausible al uso de la inversión como proxy de la productividad debido a que, entre otras cosas, los datos que disponían más de la mitad de las empresas no reportaban inversiones en varios de los años de análisis. Aquí se observa que la proporción de observaciones nulas (ceros) fue relativamente baja (algo más de un tercio) para las empresas RE pero alcanzó a 80% en las pertenecientes a ZF (cuadro 1). A los efectos de hacer una comparación entre empresas de ZF y RE, se optó por descartar el uso de esta variable como proxy.

Cuadro 1 - Valores nulos y no nulos reportados por empresas en ZF y RE, en inversión e insumos intermedios, en porcentaje.

Valores	Resto de la Economía (RE)			Zona Franca (ZF)		
	MP	EO	I	MP	EO	I
No nulos	0,8%	100,0%	66,0%	0,6%	67,8%	20,0%
Nulos	99,2%	0,0%	34,0%	99,4%	32,2%	80,0%

MP = Costo de la materia prima; EO = Gasto en energía y otros. I = Inversión anual.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE – EAAE - Censo Zonas Francas.

Dado que el foco de análisis eran las empresas productoras de SNT, era esperable que la variable “materias primas” contara con una alta proporción de valores nulos, En efecto, tanto para empresas de ZF como de RE, la proporción de valores no nulos en ningún caso alcanzó al 1%. Esto la descarta no solamente como proxy sino como variable explicativa del modelo.

¹¹ Banco Central del Uruguay (BCU).

Finalmente, la variable “energía y otros” no registró valores nulos para las empresas pertenecientes a RE. Las empresas de ZF, por su parte registraron algo más de 32% de valores nulos y 68% de valores no nulos. A partir de este resultado, la variable elegida como proxy fue “Energía y Otros”, resultante del agregado de los gastos en energía, combustibles, gas y agua.

5.3. Estimación del modelo empírico mediante el método LP

La primera etapa del procedimiento Levinsohn-Petrin (LP) comienza aproximando la función de producción mediante una tecnología Cobb-Douglas, cuya versión logarítmica luce como en la expresión (8) pero donde, además de la inversión en cada período utilizada como representación de capital (k) y la mano de obra especializada (l^s) y no especializada (l^u), se incluye el gasto en insumos intermedios, en este caso “energía y otros” (e), también en forma logarítmica.

Teniendo en cuenta que la variable e fue escogida como proxy para los shocks de productividad (w), cambiando la notación de los parámetros a ser estimados (α_0 , α_1 , etc.) por β_0 (para la constante) y β_s y β_u para las variables l^s_{it} y l^u_{it} , respectivamente, la versión “aumentada” de (8) para la i -ésima empresa, tanto de ZF como de RE, se puede reescribir como:

$$(10) \quad y_t = \beta_s l^s_t + \beta_u l^u_t + \phi(e_t, k_t) + u_t, \quad \text{donde:}$$

$$(11) \quad \phi(e_t, k_t) = \beta_0 + \beta_e e_t + \beta_k k_t + w_t(e_t, k_t)$$

Estimando los momentos:

$$(12) \quad E(y_t | k_t, e_t), E(l^s_t | k_t, e_t) \text{ y } E(l^u_t | k_t, e_t).$$

Restándolos de la ecuación (10) se obtiene:

$$(13) \quad y_t - E(y_t | k_t, e_t) = \beta_s (l^s_t - E(l^s_t | k_t, e_t)) + \beta_u (l^u_t - E(l^u_t | k_t, e_t)) + u_t,$$

La primera etapa del método LP culmina entonces con la estimación de (13) mediante MCO. Nótese que (13) no lleva intercepto.

La segunda etapa utiliza dos condiciones de momentos para identificar β_e y β_k . Al igual que con el método OP, la condición del primer momento identifica β_k , suponiendo que el capital no responde a la innovación en productividad ξ_t . El segundo momento identifica β_e , utilizando el hecho que el gasto en energía y otros insumos en el período anterior no debe estar correlacionado con la innovación en productividad en el período actual. Esto está dado por:

$$(14) \quad E[(\xi_t + u_t).k_t] = E[\xi_t.k_t] = 0 \quad y$$

$$(15) \quad E[(\xi_t + u_t).e_{t-1}] = E[\xi_t.e_{t-1}] = 0$$

La estimación de los residuos se obtiene a partir de:

$$(16) \quad \xi_t \hat{+} u_t (\beta^*) = y_t - \hat{\beta}_s l_t^s - \hat{\beta}_u l_t^u - \beta_e^* e_t - \beta_k^* k_t - E[w_t | w_{t-1}].$$

Como apuntan Levinsohn y Petrin (2003), la ecuación (13) refiere explícitamente a los residuos como una función de los dos parámetros $\beta^* = (\beta_e^*, \beta_k^*)$. Para estimar $E(w_t | w_{t-1})$ se utilizan las estimaciones de la primera etapa y los valores candidatos β_e^* y β_k^* .

Por otra parte, se incluyen además las cuatro condiciones obteniendo un total de seis condiciones de momento de la población dada por el vector de expectativas $E[(\xi_t + u_t).z_t]$, donde z_t pertenece al vector $\mathbf{z}_t = \{ k_t, e_{t-1}, l_{t-1}^s, l_{t-1}^u, k_{t-1}, e_{t-2} \}$. Finalmente, los parámetros estimados de $\hat{\beta}_e$ y $\hat{\beta}_k$ se obtienen minimizando la siguiente función de criterio mediante el método generalizado de momentos (MGM):

$$(17) \quad Q(\beta^*) = \min \beta^* \left[\sum_i \sum_{t=T_0}^{T_{i1}} \left(\xi_{i,t} \hat{+} \eta_{it} \beta^* \right) Z_{i,ht} \right]^2$$

Donde i refiere a la i -ésima empresas, $h = 1, 2, \dots, 6$ indexa los seis instrumentos y el índice T_{i0} y T_{i1} indexa el segundo y último período en el que la i -ésima empresa es observada.

El método descripto se aplicó en forma separada para las bases de datos correspondientes a empresas de ZF y RE que operan en el sector de SNT. El análisis de las empresas de RE abarcó un período de 4 años ($t_{RE} = 1, 2, 3, 4$) con un total de 565 observaciones. El análisis para ZF pudo extenderse para los años 2011 y 2012 dado que se contaba con esos datos ($t_{ZF} = 1, 2, 3, 4, 5, 6$). En este caso, el total de observaciones alcanzó a 284. Para el análisis de las diferentes bases de datos, incluyendo la generación de los filtros necesarios y las estimaciones se utilizaron los paquetes estadísticos de SPSS y Stata.

6. Resultados y Discusión

6.1. Resultados esperados a priori

Hipótesis a contrastar

A partir de la función de producción de los diferentes sectores de servicios no tradicionales se pretende testar la siguiente hipótesis:

La función de producción de los servicios no tradicionales es diferente en zonas francas que en el resto de la economía.

La misma se testará mediante tres métodos de estimación: mínimos cuadrados generalizados (MCG), panel con efectos fijos (EF) o con efectos aleatorios (EA) y Levinsohn-Petrin (LP). El énfasis de este trabajo está puesto en este último método ya que, según la evidencia empírica, mejor soluciona los problemas de selectividad y simultaneidad. Se estimarán las funciones de producción comparando las elasticidades, utilizando sus respectivos intervalos de confianza (RE vs ZF). Si los mismos se superponen, las elasticidades no serían estadísticamente diferentes, mientras que si no se superponen serían estadísticamente diferentes.

En este sentido, cabe preguntarse si la política ha sido exitosa, obteniendo los resultados esperados y cumpliendo con los objetivos que impulsan la creación de estas áreas. Dado el énfasis puesto en el desarrollo de SNT se pretende analizar el desempeño de las empresas de este tipo que operan en ZF con respecto a las que operan en el RE, fuera del amparo de las mismas. ¿Puede decirse que la tecnología aplicada y el uso de los factores de producción por parte de las empresas de SNT de ZF y las que operan en el mismo sector pero fuera de ZF es diferente?

Debido a los estímulos para la prestación de servicios en ZF, se presume que la función de producción es diferente -dada la normativa vigente- y los coeficientes asociados a la inversión en capital fijo y al trabajo calificado y no calificado pueden variar, pudiendo encontrarse que los mismos son mayores en ZF que en el RE. Esto puede deberse a los incentivos en materia de inversión y empleo hacia esas actividades económicas así como la orientación exportadora de las empresas.

En principio, se espera que la estimación de los coeficientes asociados al capital fijo sea mayor para las empresas de SNT en ZF que para el RE. Esto basado en el supuesto de que la normativa vigente y las exoneraciones tributarias que existen en ZF y que incentivarían a una mayor inversión en bienes de capital fijo con respecto a las zonas no francas (RE). A esto se suma la reciente creación de nuevas ZF exclusivamente destinadas a brindar servicios y al aumento en la participación de este sector en lo que respecta al comercio exterior.

En cuanto al comportamiento del empleo en ZF, se esperaba que el coeficiente asociado el trabajo, tanto calificado o no calificado, también fuera mayor en ZF que en el RE.

6.2. Resultados del análisis empírico

6.2.1. Análisis preliminar, para determinar la estimación por efectos fijos o aleatorios

El enfoque más simple de analizar datos tipo panel es omitir las dimensiones del espacio y el tiempo de los datos agrupados y sólo calcular la regresión MCO usual. Pero esto supone que el término de intercepción de la regresión es el mismo para todas las unidades transversales. Sin embargo, se debe controlar el carácter “individual” de cada

empresa. El modelo de efectos aleatorios permite suponer que cada unidad transversal tiene un término de intercepción diferente. Otra manera de modelar el carácter “individual” de cada estado es a través del modelo de efectos fijos. Este modelo no supone que las diferencias entre estados sean aleatorias, sino constantes o “fijas” y por esto se debe estimar cada término de intercepción.

Para decidir cuál método utilizar, si efectos fijos (EF) o efectos aleatorios (EA), se realiza el test de Hausman. La hipótesis nula de la prueba de Hausman es que los estimadores de efectos aleatorios y de efectos fijos no difieren sustancialmente. Si se rechaza la hipótesis nula, los estimadores sí difieren y la conclusión es que la estimación por efectos fijos es más conveniente que por efectos aleatorios. Si no se rechaza la hipótesis nula, es preferible utilizar efectos aleatorios que, al no estimar tantas *dummies*, es un modelo más eficiente. Según la prueba de Hausman se rechaza la hipótesis nula en RE, es decir, la diferencia entre los coeficientes de efectos aleatorios y fijos sí es sistemática. Bajo este punto de vista, lo más conveniente es usar el método de efectos fijos (EF) para RE y de efectos aleatorios (EA) para ZF. Esto no supone un problema ya que los resultados son, de todas formas, comparables entre sí.

Siguiendo a Aparicio y Márquez (2005), el modelo a estimar por efectos fijos y aleatorios sería de la siguiente manera:

$$y_{it} = \alpha + \alpha_1 l_{it}^s + \alpha_2 l_{it}^u + \alpha_3 k_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \text{Efectos Aleatorios}$$

En este caso de efectos aleatorios, en vez de tomar la constante como fija se asume que es una variable aleatoria con un valor medio α y un desvío aleatorio μ_{it} .

$$y_{it} = v_i + \alpha_1 l_{it}^s + \alpha_2 l_{it}^u + \alpha_3 k_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \text{Efectos Fijos}$$

En este caso de efectos fijos, se toma v_i como un vector de variables dicotómicas para cada estado/empresa. Este modelo no supone que las diferencias entre los estados sean aleatorias, sino constantes, por ello se debe estimar cada intercepto.

6.2.2. Análisis preliminar para la estimación por MCG, EF-EA y LP

Pruebas de especificación de los modelos

Tomando en una primera instancia la ecuación (8) se realizan las principales pruebas de especificación para determinar el método empírico.

- La prueba de Ramsey's RESET

Esta prueba permite verificar si el modelo fue correctamente especificado (Johnston & Dinardo (2001)). A efectos de contrastar si todas las variables relevantes se encuentran incluidas en la regresión como variables independientes o si la forma funcional es la correcta, se plantea la siguiente prueba de significación:

$$H_0) \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

$$H_a) \quad \varepsilon \sim N(\varepsilon, \sigma^2 I) \quad \varepsilon \neq 0$$

La evaluación de la H_0 con la prueba de Ramsey se realiza en dos etapas. En la primera, se estima el modelo sujeto a análisis, con sus p parámetros (original).

$$(18) \quad y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 l_{it}^s + \alpha_2 l_{it}^u + \alpha_3 k_{it} + \varepsilon_{it}$$

En la segunda, se define una nueva regresión (aumentada) anexando a la misma regresión (18) potencias enteras de \bar{y}_{it} en la forma de r_{nuevos} regresores auxiliares (Z). El número de parámetros a estimar en (19) es p_{nuevo} :

$$(19) \quad y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 l_{it}^s + \alpha_2 l_{it}^u + \alpha_3 k_{it} + Z\beta + \varepsilon_{it}$$

El estadístico de prueba es:

$$F = \frac{(R_{nuevo}^2 - R_{original}^2) / r_{nuevos}}{(1 - R_{nuevo}^2) / (n - p_{nuevo})}$$

Se compara contra el valor de $F_{(r_{nuevos}, n-p_{nuevo})}$ y el contraste de error de especificación equivale a probar que $\beta = 0$. Para RE el valor del estadístico F fue de 0,21 contrastado con su valor de tabla $F_{(3,558)} \sim F_{(3,1000)} = 2,614$. Para un nivel de significación de 95% no se encuentra evidencia que permita rechazar la hipótesis nula. Para ZF el valor del estadístico F fue de 2,43 y la $F_{(3,277)} \sim F_{(3,500)} = 2,623$. Tampoco se encuentra evidencia que permita rechazar la hipótesis nula, para el mismo nivel de significación. Por lo tanto, tanto para el RE como para ZF, los modelos estarían correctamente especificados.

- Prueba F de significación conjunta del modelo

La prueba F para el caso del modelo en su conjunto comprueba la significación conjunta de todos los parámetros que acompañan a las variables explicativas (excluyendo la constante) (Johnston & Dinardo (2001)). Formalmente, en el modelo del presente estudio se evalúa la siguiente hipótesis:

$$H_0) \quad \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$$

$$H_a) \quad \text{algún } \alpha_i \neq 0 \quad \text{para } i = 1, 2, 3.$$

El estadístico de contraste es

$$F = \frac{(SCE_0 - SCE_a)/(k-1)}{SCE_a/(n-k)} \sim F_{(k-1; n-k)}$$

Donde SCE_0 corresponde a los errores del modelo bajo la hipótesis nula, SCE_a corresponde a los errores del modelo que contiene todos los parámetros, n es el número de casos y k es el número de parámetros estimados. Si el estadístico de prueba proporciona valores mayores que el valor tabulado de $F_{(k-1; n-k)}$ entonces se rechaza la hipótesis nula. En los casos estudiados $F_{(3,561)}$ el valor calculado resultó de 772,83 comparando con un valor de tabla de $F_{(3,1000)} = 2,614$, para el RE y $F_{(3,280)}$ para ZF con un valor del estadístico de 92,93 comparando con un valor de tabla de $F_{(3,500)} = 2,623$, en ambos existe evidencia para rechazar la H_0 , se puede sospechar que la regresión globalmente considerada explica las variaciones intramuestrales de la variable endógena.

- Coeficiente de regresión múltiple R^2

Siguiendo a Johnston & Dinardo (2001), el coeficiente de determinación para regresión múltiple R^2 , es un estadístico que mide la proporción de la variación de la variable dependiente explicada por la combinación lineal de las variables independientes.

$$R^2 = \frac{SCE}{SCT}$$

El numerador SCE es la suma de cuadrados explicados de la regresión y el denominador SCT la suma de cuadrados totales. El coeficiente determina la calidad del modelo para replicar los resultados, y la proporción de variación de los resultados que puede explicarse por el modelo, el R^2 adquiere valores entre 0 y 1. Para el caso de RE el R^2 fue de 0,762 para la estimación por MCG, 0,702 por EF y para ZF; R^2 fue de 0,480 por MCG y 0,468 por EA.

- Prueba de significación de los parámetros

Siguiendo a Johnston & Dinardo (2001), la prueba “t” de student se utiliza para medir la significancia estadística de los parámetros del modelo. El estadístico “t” (t-statistic) se calcula como el cociente entre el estimador y su error estándar y permite contrastar la hipótesis que el coeficiente es igual a cero frente a que es diferente de cero, y por lo tanto la variable en cuestión no es individualmente significativa para explicar el comportamiento de la variable endógena. Se realizaron las siguientes pruebas sobre los parámetros para determinar si los coeficientes resultaban significativos.

$$H_0) \alpha_i = 0, \quad i = 0, 1, 2, 3.$$

$$H_a) \alpha_i \neq 0.$$

El estadístico de contraste se define como:

$$t = \frac{\hat{\alpha}_i - \alpha_i}{\hat{\sigma}_{\alpha_i}} \sim t(n-k), \quad n = \text{número de casos}, k = \text{número de parámetros estimados}$$

Para el caso del RE hay evidencia para rechazar la H_0 , tanto mediante la estimación por MCG, EF, y LP. Todos los coeficientes resultaron significativos al 95% salvo el asociado al capital mediante EF. Se compara con una $t_{(564)} \sim t_{(\infty)}=1,96$. En el cuadro 2 se detallan los valores del estadístico para el modelo del RE, para cada método utilizado.

Cuadro 2 - RE: Valor del estadístico t de los parámetros de estimación, según método de estimación

Variables	MCG	EF	LP
l^u	15.49	3.82	11.08
l^s	14.09	3.52	9.53
K	14.98	1.35	2.62

Fuente: Elaboración propia en base a estimaciones realizadas con datos del INE – EAAE - CEZF.

Para el caso de ZF hay evidencia estadística para rechazar la H_0 , tanto mediante la estimación por MCG, EA y LP, todos los coeficientes resultaron significativos al 95% excepto el asociado a la inversión en bienes de capital fijo mediante EA y LP. Se compara con una $t_{(283)} \sim t_{(\infty)}=1,96$. En el cuadro 3 se detallan los valores del estadístico para el modelo de ZF, para cada método utilizado.

Cuadro 3 - ZF: Valor del estadístico t de los parámetros de estimación, según método de estimación

Variables	MCG	EA	LP
l^u	10.36	7.68	7.21
l^s	7.39	5.19	4.17
K	2.09	1.27	0.92

Fuente: Elaboración propia en base a estimaciones realizadas con datos del INE – EAAE - Censo Zonas Francas.

- Prueba de Homoscedasticidad

La prueba de White (1980) se utiliza para detectar la existencia de heteroscedasticidad. A los efectos de poder estimar por MCO es necesario que los residuos de la regresión sean homoscedásticos, de lo contrario los estimadores no serían de mínima varianza

aunque si insesgados y consistentes. Para examinar la existencia de heteroscedasticidad se planteó la siguiente hipótesis:

$$H_0) \sigma_k^2 = \sigma^2, \quad k = 1, \dots, K$$

$$H_a) \text{Algún } \sigma_k^2 \neq \sigma^2.$$

La prueba de White constituye una forma general de identificar la presencia de heteroscedasticidad, sin hacer supuestos sobre la incidencia de una variable en particular o sobre la distribución de los residuos. Para su realización se requiere una serie de pasos:

En primer lugar, se ajusta el modelo con las tres variables relevantes (es decir, se supone correctamente especificado)

$$(20) \quad y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 l_{it}^s + \alpha_2 l_{it}^u + \alpha_3 k_{it} + \varepsilon_{it}$$

En segundo lugar, se obtienen para este modelo los residuos y elevan al cuadrado para evitar los signos.

En tercer lugar se ajusta un modelo de regresión auxiliar para la prueba de White.

$$(21) \quad u_{it} = \beta_0 + \beta_1 l_{it}^s + \beta_2 l_{it}^u + \beta_3 k_{it} + \beta_4 l_{it}^{s2} + \beta_5 l_{it}^{u2} + \beta_6 k_{it}^2 + \beta_7 l_{it}^s l_{it}^u + \beta_8 l_{it}^s k_{it} + \beta_9 l_{it}^u k_{it} + v_{it}$$

En este modelo auxiliar (21) se incluyen los mismos regresores presentes en el modelo original (20): cada regresor elevado al cuadrado, las interacciones tomadas de a dos entre los regresores y un término residual.

En cuarto lugar, se registra el número de casos con que se realiza el análisis y el coeficiente de determinación obtenido.

En quinto lugar se obtiene el estadístico siguiente:

$$nR^2 \sim \chi_r^2, \quad \text{donde } r = \text{número de parámetros menos la constante.}$$

En este caso, $r = 9$. Bajo la hipótesis nula de que el modelo es homocedástico, puede demostrarse que el tamaño de la muestra multiplicado por el coeficiente de determinación del modelo auxiliar sigue asintóticamente una distribución chi-cuadrado con grados de libertad igual al total de parámetros menos la constante del modelo de regresión auxiliar.

En sexto lugar, se compara el valor obtenido para el estadístico con el valor crítico definido según el nivel de significación deseado y los grados de libertad. De este modo, si el valor observado supera al valor crítico, se puede tomar la decisión de rechazar la hipótesis nula y sostener que existen indicios de heterocedasticidad en el modelo original.

En los dos escenarios, RE y ZF, se compara el valor del estadístico con una $\chi_r^2 = 16,919$. Para el caso del RE el valor del estadístico fue de 60,25 y para ZF de 38,10. En ambos casos el valor observado supera al valor crítico, existen indicios de presencia de heteroscedasticidad, por lo que para poder obtener estimadores robustos de la matriz de varianzas y covarianzas, se utilizó la corrección de Huber-White estimando la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores, de esta manera se obtuvieron errores estándar consistentemente homocedásticos.

- Normalidad de los residuos

Para estudiar la normalidad de los residuos se utilizaron varias pruebas, unas de ellas en base a análisis gráficos y otras mediante pruebas estadísticas. La inspección gráfica del histograma de los residuos muestra que la distribución de los mismos tiene aspecto de normal (Anexo Resultados). Para corroborarlo, se realizó la prueba de normalidad de Jarque-Bera (Gujarati, 2004).

La prueba de Jarque-Bera se basa en los residuos obtenidos por medio de MCO. A través de esta prueba de normalidad, se determinan dos propiedades de la distribución de los residuos: la asimetría y la curtosis (o apuntalamiento). Dichas propiedades se obtienen por medio de dos coeficientes calculados a partir de los momentos tercero y

cuarto de la función de la distribución de probabilidad de $f(x)$, en este caso de los residuos, alrededor del valor de su media (μ):

$$\text{Coeficiente de Asimetría} = S = \frac{E(X - \mu)^3}{\sigma^3}$$

$$\text{Coeficiente de Curtosis} = K = \frac{E(X - \mu)^4}{[E(X - \mu)^2]^2}$$

El índice de Jarque Bera, por medio de la siguiente ecuación:

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right]$$

A medida que los coeficientes S y K, se aproximan a 0 y 3, respectivamente, la probabilidad de normalidad de los residuos por la obtención de un bajo valor del índice de Jarque Bera aumenta. De esta forma, se testa la hipótesis nula de normalidad de residuos:

H_0) *Los residuos están normalmente distribuidos.*

H_a) *Los residuos no están normalmente distribuidos.*

Si la H_0 es correcta, asintóticamente el estadístico JB se distribuye chi-cuadrado, con dos grados de libertad (χ^2), cuyo valor de tabla para un nivel de significación de 0,05 es $\chi^2_{0,05} = 5,99$. En el caso de RE el valor del estadístico de prueba resultó de 0,277 por lo que no se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos. En el caso de ZF el valor del estadístico de prueba resultó de 0,7014 no rechazando la hipótesis nula de normalidad de los residuos. Por lo tanto, para RE y para ZF no existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de normalidad de los residuos en ellos.

- Colinealidad entre variables

La colinealidad es la asociación, medida como la correlación entre dos variables explicativas (el término multicolinealidad se utiliza para tres o más variables

explicativas). Para analizar la multicolinealidad se realizó la prueba VIF (Factor de Inflación de la Varianza) y en los dos casos (ZF y RE) no se constata la existencia de multicolinealidad (Ver Anexo Resultados).

Dado que se cumplen los supuestos necesarios para la correcta estimación por MCG (cabe recordar que se había encontrado problemas de heteroscedasticidad) se utiliza la corrección de Huber-White correspondiente para obtener estimadores consistentes.

6.3. Resultados de la estimación para zona franca y resto de la economía mediante los diferentes métodos

A pesar que la evidencia empírica indica que la estimación de la función de producción mediante la metodología de LP soluciona los problemas de selectividad y simultaneidad, igualmente se presentan los datos de la estimación por MCG, efectos fijos (EF) y Levinsohn- Petrin (LP).

En el cuadro 4 se presentan los resultados de estimar la función de producción del RE por los tres métodos: mínimos cuadrados generalizados (MCG), efectos fijos (EF) y Levinsohn-Petrin (LP). Se presentan las estimaciones puntuales de las elasticidades con sus respectivos límites inferior y superior, para intervalos de confianza de 95%. Estos resultados están en concordancia con los encontrados por Levinsohn y Petrin (2003). Los coeficientes de la función de producción estimados por MCG presentan sesgo positivo y por EF presentan sesgo negativo, mientras que los coeficientes estimados por LP se encuentran entre estos dos.

Cuadro 4 - Resultados de la estimación puntual e IC al 95% del RE, por método utilizado, según parámetro.

	Resto de la Economía (RE)		
	Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG)	Efectos Fijos (EF)	Levinsohn y Petrin (LP)
l^s	0,270 (0,235 ; 0,304)	0,136 (0,066 ; 0,206)	0,226 (0,186 ; 0,265)
l^u	0,338 (0,291 ; 0,385)	0,174 (0,077 ; 0,272)	0,273 (0,216 ; 0,329)
k	0,259 (0,225 ; 0,293)	0,024 (-0,011 ; 0,060)	0,112 (0,028 ; 0,195)
Constante	11,498 (11,108 ; 11,887)	15,733 (15,071 ; 16,395)	
R^2	0,762	0,702	
Obs	565	565	557

* Elaboración propia en base a salidas de las estimaciones

** Entre paréntesis se presentan los límites inferior y superior para un intervalo de confianza (IC) del 95%.

Los coeficientes de la función de producción asociados al factor trabajo (calificado y no calificado) y a la inversión en capital fijo estimados por MCG son los mayores de los tres métodos analizados. Dicho sesgo positivo puede ser debido a la existencia de alguna variable omitida que hace que los coeficientes estimados estén sobrevaluados. La elasticidad del factor trabajo calificado es de 0,270, la del trabajo no calificado es 0,338 y la de la inversión en capital fijo es 0,259.

Por otro lado, los coeficientes estimados por EF son los que presentan un sesgo negativo, lo que puede estar explicado por la sobredimensión de errores de medida de las variables. La elasticidad del factor trabajo calificado es de 0,136, la del trabajo no calificado de 0,174 y la de inversión en capital fijo de 0,024.

Según Levinsohn y Petrin (2003), la estimación puntual de los coeficientes de la función de producción estimados por su metodología se ubicarán entre los coeficientes estimados por los métodos de MCG y EF-EA y entonces el coeficiente asociado al trabajo calificado estará ubicado entre 0,270 y 0,136, el asociado al trabajo no calificado entre 0,338 y 0,174, y por último el asociado a la inversión en capital fijo entre 0,259 y 0,024. Si se analizan los respectivos intervalos de confianza; para el caso de l^s ; si la estimación puntual por EF se encuentra sobre su límite superior y la estimación puntual

por LP se encuentra sobre su límite inferior no se estaría cumpliendo que la estimación por EF sea menor que por LP, esto ocurre en el intervalo (0,186 ; 0,206). Si se compara LP con MCG sucede algo similar, ya que si la estimación puntual por LP se encuentra sobre el límite superior del intervalo de confianza y la estimación por MCG sobre su límite inferior, tampoco se cumpliría que la estimación puntual por MCG presente sesgo positivo. También se repite lo anterior si se toman en cuenta los intervalos de confianza para la variable l'' y en los casos donde se superponen es entre (0,216 ; 0,272) para LP y EF y (0,291 ; 0,329) para LP y MCG. Para el caso de k , se puede afirmar que LP será siempre menor que MCG ya que no se superponen sus intervalos de confianza, pero si se superponen cuando se comparan LP con EF en el tramo entre (0,028 ; 0,060).

En la estimación de LP y de MCG los coeficientes evidencian una situación de rendimientos marginales decrecientes, ya que por un lado se rechaza la hipótesis nula que los coeficientes suman uno y el análisis estadístico a partir de la prueba de Wald rechaza la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala con un valor de probabilidad (p-value) de 0,000. El valor del estadístico $F_{(1,561)}$ resultó de 43,37 y el valor crítico de una $F_{(1,1000)}= 3,851$, por lo tanto hay evidencia para rechazar la hipótesis nula. A su vez, si se toma en cuenta el límite superior de cada intervalo de confianza su suma no llega a la unidad. Entonces, es previsible que si se duplica la cantidad de factores se obtendrá menos del doble de producción.

Por otro lado, en el cuadro 5 se presenta el resultado de estimar la función de producción para ZF por los mismos tres métodos (MCG, EF y LP). Estos resultados no concuerdan con Levinsohn y Petrin (2003) para el caso de las estimaciones puntuales, salvo en el caso de la inversión en capital fijo donde la estimación puntual de su elasticidad resulta mayor por MCG, EA presenta sesgo negativo y LP se encuentra en el medio.

Cuadro 5 - Resultados de la estimación puntual e IC al 95% de ZF, por método utilizado, según parámetro.

	Zona Franca (ZF)		
	Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG)	Efectos Aleatorios (EA)	Levinsohn y Petrin (LP)
l^s	0,568 (0,460 ; 0,676)	0,574 (0,427 ; 0,720)	0,562 (0,409 ; 0,715)
l^u	0,393 (0,289 ; 0,498)	0,441 (0,274 ; 0,607)	0,284 (0,150 ; 0,417)
k	0,085 (0,005 ; 0,165)	0,044 (-0,024 ; 0,113)	0,055 (-0,062 ; 0,172)
$Const$	13,473 (12,548 ; 14,398)	13,808 (12,974 ; 14,641)	
R^2	0,480	0,468	
Obs	284	284	222

* Elaboración propia en base a salidas de las estimaciones

** Entre paréntesis se presentan los IC al 95%

Si se realiza similar análisis que en RE comparando los intervalos de confianza, para el caso de l^s no se puede afirmar que sean uno superior a otro dado que los respectivos intervalos de confianza se superponen; específicamente, el intervalo de confianza de MCG se encuentra contenido entre los de EA y LP. Para el caso de l^u sucede algo similar y los intervalos de confianza vuelven a superponerse en algunos tramos, coinciden en el tramo (0,289 ; 0,417), por lo que no hay evidencia estadística para confirmar que se dan los resultados que plantean Levinsohn y Petrin (2003). Al analizar k se encuentra semejante resultado, el tramo de coincidencia es (0,005 ; 0,113).

La estimación puntual por MCG arroja que la elasticidad del factor trabajo calificado es de 0,568, la del trabajo no calificado es 0,393 y la de la inversión en capital fijo de 0,085.

Por otro lado, los coeficientes estimados por EA, la elasticidad del factor trabajo calificado resultó de 0,574, la elasticidad del trabajo no calificado resultó de 0,441 y la de la inversión en capital fijo de 0,044. Mediante la estimación por LP y EF en ZF se encuentra que no resulta significativa la variable inversión en capital fijo, resultado significativo el modelo en su conjunto.

La estimación puntual por LP indica que la elasticidad del factor trabajo calificado es de 0,562, la del trabajo no calificado es 0,284 y la de la inversión en capital fijo de 0,055.

En la estimación de LP y de MCG los coeficientes evidencian una situación de rendimientos constantes a escala ya que por un lado no se rechaza la hipótesis nula que los coeficientes suman uno y el análisis estadístico a partir de la prueba de Wald tampoco rechaza la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala con un p-value de 0,4518. El valor del estadístico $F_{(1,280)}$ resultó de 0,53 y el valor crítico de $F_{(1,500)}=3,860$, por lo tanto no hay evidencia para rechazar la hipótesis nula. Entonces, es previsible que si se duplica la cantidad de factores se obtendrá el doble de producción.

7. Conclusiones

Comparando los resultados del RE con ZF se puede extraer como principal conclusión que las funciones de producción son diferentes entre sí, ya que la utilización de los factores de producción no es similar en ZF y en el RE. Por un lado, una presenta rendimientos marginales decrecientes (RE) y la otra (ZF), rendimientos constantes a escala. De acuerdo a este resultado, si se duplican los factores de producción en RE no se obtendrá el doble de valor agregado, mientras que si se duplican los factores de producción en ZF se duplicará el valor agregado.

Por otro lado, la utilización de los factores es diferente, debido a que se verifica un uso más intensivo del factor trabajo calificado en ZF que en el RE. El uso más intensivo de trabajo calificado se da indistintamente del método de estimación utilizado. Poniendo especial interés en las estimaciones por LP, se puede concluir que mientras la elasticidad del factor trabajo calificado en el RE es de 0,226, en ZF es de 0,562 y sus intervalos de confianza no se superponen. Por lo tanto, un aumento porcentual en el trabajo calificado en ZF genera más del doble del valor agregado bruto que el mismo aumento porcentual en el RE.

No hay evidencia que exista una utilización diferente en lo que respecta al trabajo no calificado en RE y en ZF, ya que los coeficientes no son estadísticamente diferentes. Sus respectivos intervalos de confianza se superponen, por lo tanto no hay diferencias entre ambas estructuras, a pesar que la estimación puntual es levemente mayor en ZF que en RE.

Si bien tanto en RE como en ZF se verifica un uso intensivo del capital humano, este uso es mayor aún en ZF. Esto puede ser debido al estímulo de las mismas y a la orientación exportadora de las empresas instaladas en ZF. Los últimos datos disponibles¹² indican que el 75% del total de exportaciones de SNT se realizan desde ZF, y estas demandan trabajo más calificado, esto puede justificar un uso más intensivo de factor trabajo calificado respecto al RE.

En lo que respecta a la inversión en capital fijo, se puede apreciar que en las dos estructuras se constata un uso menos intensivo del mismo. Esto puede ser debido al sector que se está analizando. Los servicios son más intensivos en el uso de capital humano y no en el uso de capital fijo. Los datos recogidos corroboran esto ya que en las dos estructuras (RE y ZF) el coeficiente asociado a la inversión en capital fijo es menor que el asociado al trabajo (tanto calificado como no calificado). Sin embargo, la inversión en capital fijo en ZF no resultó significativa, no explicando al valor agregado.

Vale la pena señalar que, si bien se realiza la distinción entre trabajo calificado y no calificado, dentro del no calificado pueden existir personas con nivel universitario incompleto (estudiante universitario sin culminar la carrera de grado). Esto podría generar distorsión en lo que respecta a los resultados obtenidos, es una deficiencia de los datos ya que califica el nivel de estudio efectivamente culminado (por ejemplo si no está culminado el nivel se califica en el nivel anterior). Por lo tanto, cuando se trata de los SNT, muy probablemente dentro del trabajo no calificado se tenga algún tipo de calificación del personal solapada.

¹² Uruguay XXI (2017) Servicios Globales de Exportación en Uruguay

En futuras investigaciones, sería conveniente ajustar la variable stock de capital para poder utilizarla en lugar de la inversión en bienes de capital fijo. Esto corregiría aún más los resultados encontrados.

Dado que los datos en ZF demuestran una importante contribución del empleo sobre la generación de valor, es relevante destacar que nuevos emprendimientos destinados a brindar servicios no tradicionales generarían externalidades positivas a nivel de todo el país por el lado del consumo privado, asociado al trabajo calificado y con ello a diferenciales salariales que motivarían un mayor consumo.

8. Anexo: Resultados – Sintaxis de cálculo

Resultados Encuesta Anual de Actividad Económica para los servicios no tradicionales

Salidas RE

- Prueba de White

```
. imtest, white
```

```
White's test for Ho: homoskedasticity  
against Ha: unrestricted heteroskedasticity
```

```
chi2(9)      =      60.25  
Prob > chi2  =      0.0000
```

```
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
```

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	60.25	9	0.0000
Skewness	2.32	3	0.5085
Kurtosis	5.72	1	0.0168
Total	68.29	13	0.0000

Dado que hay problemas de heteroscedasticidad, es necesario hacer la corrección de White.

- Prueba Ramsey RESET

```
. estat ovtest
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ln_VAB_ctes
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 558) =      0.21  
Prob > F =      0.8919
```

El modelo está bien especificado

- Prueba VIF (Variance Inflation Factor)

. vif

Variable	VIF	1/VIF
ln_FBCF_ctes	1.55	0.646869
ln_resto_dep	1.39	0.718103
Ln_prof	1.23	0.814389
Mean VIF	1.39	

Se constata la no existencia de multicolinealidad.

- Histograma de los residuos, Gráfico PP

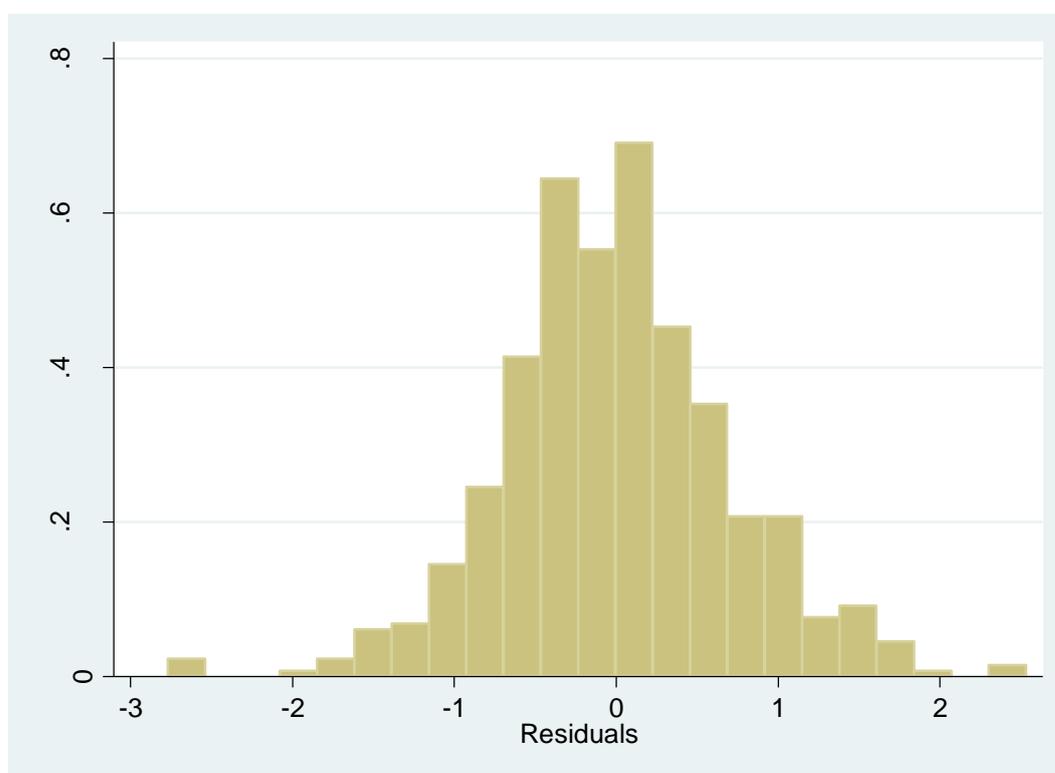
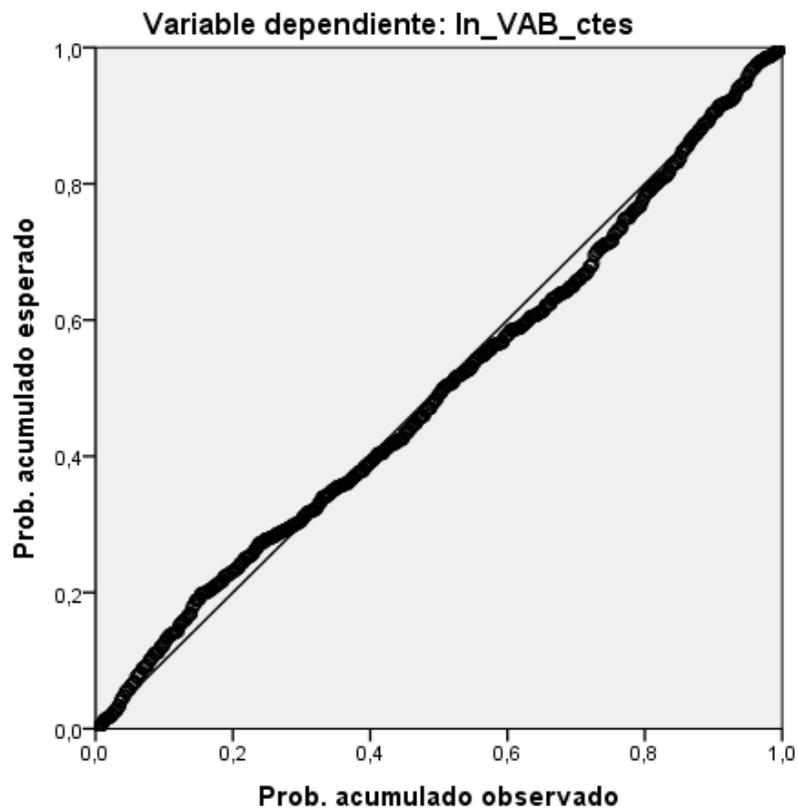


Gráfico P-P normal de regresión Residuo estandarizado



- Estimación por MCG

```
. regress ln_VAB_ctes* ln_prof* ln_resto_dep* ln_FBCF_ctes,robust
```

```
Linear regression                               Number of obs =      565
                                                F( 3, 561) = 772.83
                                                Prob > F      = 0.0000
                                                R-squared    = 0.7617
                                                Root MSE    = .70734
```

ln_VAB_ctes	Robust				
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln_prof	.2696359	.0174048	15.49	0.000	.2354495 .3038224
ln_resto_dep	.3380564	.0239872	14.09	0.000	.2909406 .3851721
ln_FBCF_ctes	.2587976	.0172815	14.98	0.000	.2248533 .292742
_cons	11.49757	.1981271	58.03	0.000	11.10841 11.88673

- Test rendimientos constantes a escala

```
. test Ln_prof+ ln_resto_dep+ ln_FBCF_ctes=1
```

```
( 1) Ln_prof + ln_resto_dep + ln_FBCF_ctes = 1
```

```
      F( 1, 561) = 43.37
      Prob > F = 0.0000
```

- Prueba de Hausman. Efectos fijos vs efectos aleatorios

```
. xtreg ln_VAB_ctes* Ln_prof* ln_resto_dep* ln_FBCF_ctes,fe
```

```
Fixed-effects (within) regression           Number of obs   =    565
Group variable: RUT                        Number of groups =    360

R-sq:  within = 0.0960                    Obs per group:  min =     1
      between = 0.6877                      avg   =    1.6
      overall  = 0.7020                      max   =     4

                                           F(3,202)       =     7.15
corr(u_i, Xb) = 0.6973                    Prob > F        =    0.0001
```

ln_VAB_ctes	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Ln_prof	.1359548	.0355577	3.82	0.000	.065843 .2060666	
ln_resto_dep	.1743907	.0494784	3.52	0.001	.0768304 .2719511	
ln_FBCF_ctes	.024441	.0180689	1.35	0.178	-.0111868 .0600688	
_cons	15.7332	.3357484	46.86	0.000	15.07118 16.39522	
sigma_u	1.1247264					
sigma_e	.24419311					
rho	.95498378	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(359, 202) = 12.55      Prob > F = 0.0000
```

```
. xtreg ln_VAB_ctes* Ln_prof* ln_resto_dep* ln_FBCF_ctes, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       565
Group variable: RUT                     Number of groups =       360

R-sq:  within = 0.0819                  Obs per group:  min =        1
      between = 0.7398                      avg =       1.6
      overall  = 0.7452                      max =        4

Wald chi2(3) = 869.30
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     = 0.0000
```

ln_VAB_ctes	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Ln_prof	.279666	.0200421	13.95	0.000	.2403843 .3189478
ln_resto_dep	.3908088	.0246256	15.87	0.000	.3425436 .439074
ln_FBCF_ctes	.1456999	.0149461	9.75	0.000	.1164062 .1749937
_cons	12.75747	.1883489	67.73	0.000	12.38831 13.12662
sigma_u	.68466449				
sigma_e	.24419311				
rho	.88714845	(fraction of variance due to u_i)			

```
. hausman FIXED RANDOM
```

	Coefficients			
	(b) FIXED	(B) RANDOM	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
Ln_prof	.1359548	.279666	-.1437113	.0293711
ln_resto_dep	.1743907	.3908088	-.2164181	.0429149
ln_FBCF_ctes	.024441	.1456999	-.1212589	.0101538

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
        = 158.82
Prob>chi2 = 0.0000
```

Se rechaza la hipótesis nula, es decir, la diferencia entre los coeficientes de efectos aleatorios y fijos sí es sistemática. Por lo tanto, conviene usar el método de efectos fijos.

Resultados Censo Económico de Zona Franca para los servicios no tradicionales

Salidas ZF

- Prueba de White

```
. imtest, white
```

```
White's test for Ho: homoskedasticity  
against Ha: unrestricted heteroskedasticity
```

```
chi2(9)      =    38.10  
Prob > chi2  =    0.0000
```

```
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
```

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	38.10	9	0.0000
Skewness	12.58	3	0.0056
Kurtosis	7.20	1	0.0073
Total	57.89	13	0.0000

Dado que hay problemas de heteroscedasticidad, es necesario hacer la corrección de White.

- Prueba Ramsey RESET

```
. estat ovtest
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ln_VAB_ctes
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 277) =    2.43  
Prob > F =    0.0655
```

El modelo está bien especificado

- Prueba VIF (Variance Inflation Factor)

. vif

Variable	VIF	1/VIF
ln_FBCF_ctes	1.38	0.722364
ln_prof	1.29	0.777649
ln_resto_dep	1.24	0.804057
Mean VIF	1.30	

Se constata la no existencia de multicolinealidad.

- Histograma de los residuos – Gráfico PP

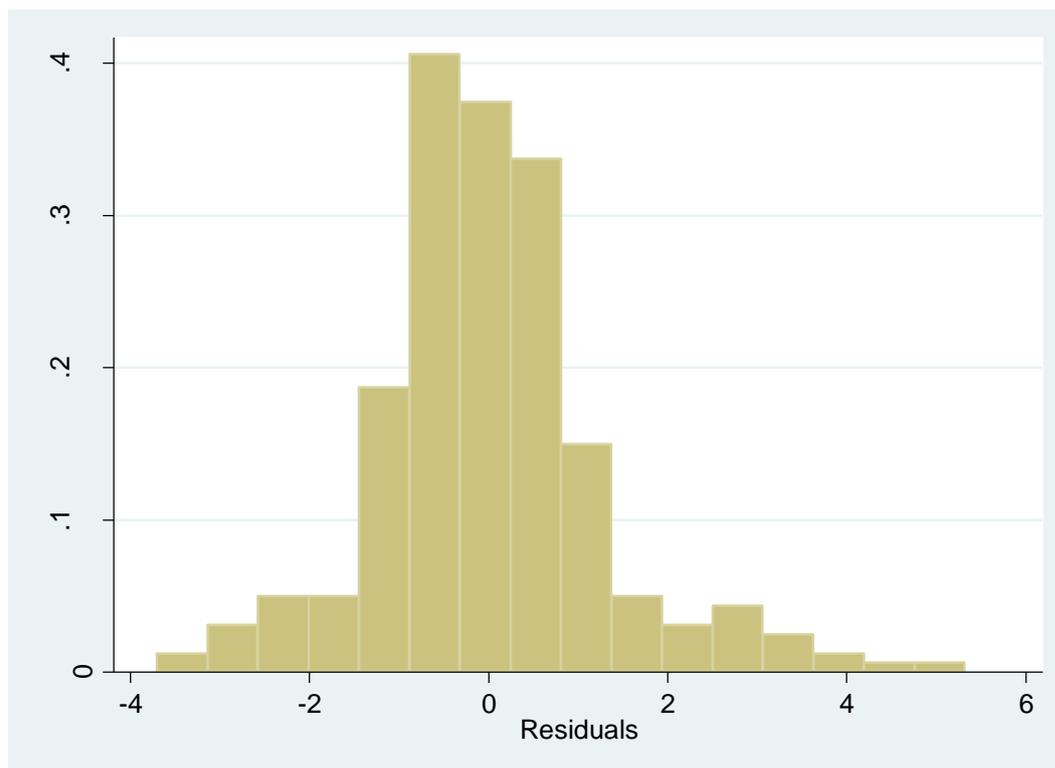
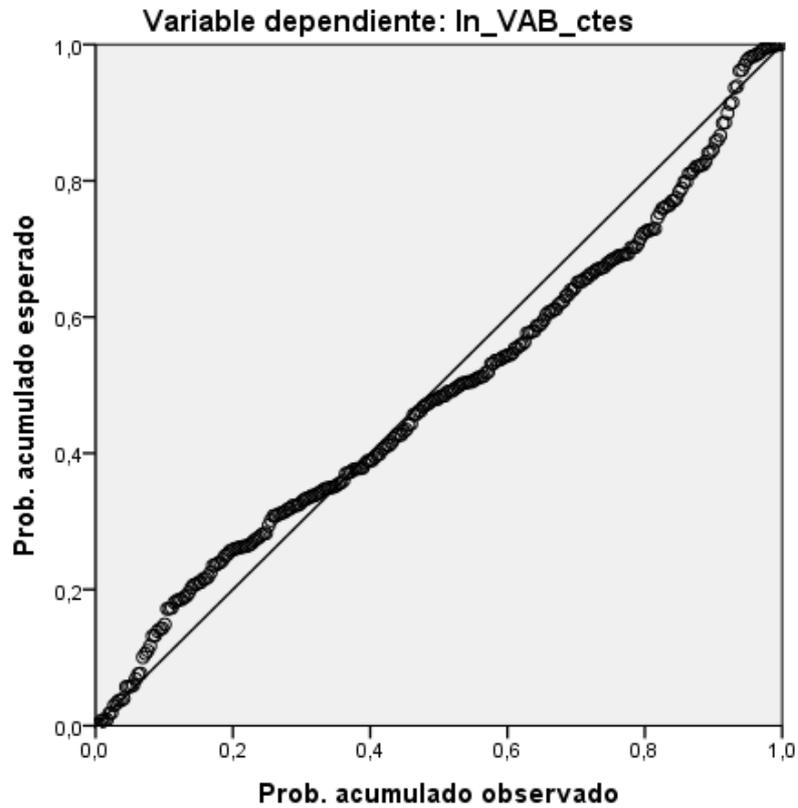


Gráfico P-P normal de regresión Residuo estandarizado



- Estimación por MCG

```
. regress ln_VAB_ctes* Ln_prof* ln_resto_dep* ln_FBCF_ctes,robust
```

Linear regression

Number of obs = 284
 F(3, 280) = 92.93
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.4800
 Root MSE = 1.2897

ln_VAB_ctes	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Ln_prof	.5683739	.0548442	10.36	0.000	.4604146	.6763332
ln_resto_dep	.3933323	.0532488	7.39	0.000	.2885135	.4981512
ln_FBCF_ctes	.0847721	.0406082	2.09	0.038	.0048359	.1647083
_cons	13.4729	.4699956	28.67	0.000	12.54773	14.39807

- Test rendimientos constantes a escala

```
. test Ln_prof+ ln_resto_dep+ ln_FBCF_ctes=1

( 1)  Ln_prof + ln_resto_dep + ln_FBCF_ctes = 1

      F( 1, 280) =    0.53
      Prob > F =    0.4653
```

- Prueba de Hausman. Efectos fijos vs efectos aleatorios

```
. xtreg ln_VAB_ctes* Ln_prof* ln_resto_dep* ln_FBCF_ctes, fe

Fixed-effects (within) regression           Number of obs   =    284
Group variable: RUT                        Number of groups =    130

R-sq:  within = 0.1219                      Obs per group:  min =     1
      between = 0.4560                          avg =     2.2
      overall  = 0.4651                          max =     6

                                           F(3,151)       =    6.99
corr(u_i, Xb) = -0.0770                     Prob > F        =    0.0002
```

ln_VAB_ctes	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Ln_prof	.5482036	.1556328	3.52	0.001	.2407046 .8557027	
ln_resto_dep	.5844507	.2073281	2.82	0.005	.174812 .9940894	
ln_FBCF_ctes	.0183329	.0413705	0.44	0.658	-.0634069 .1000727	
_cons	14.01232	.6420034	21.83	0.000	12.74385 15.28079	
sigma_u	1.2875795					
sigma_e	.90803419					
rho	.66784951	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(129, 151) =    3.21      Prob > F = 0.0000
```

```
. xtreg ln_VAB_ctes* Ln_prof* ln_resto_dep* ln_FBCF_ctes, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       284
Group variable: RUT                     Number of groups =       130

R-sq:  within = 0.1169                   Obs per group:  min =        1
      between = 0.4683                               avg =       2.2
      overall  = 0.4775                               max =        6

                                           Wald chi2(3)    =    139.01
corr(u_i, X) = 0 (assumed)               Prob > chi2     =    0.0000
```

ln_VAB_ctes	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Ln_prof	.5738491	.074752	7.68	0.000	.4273379	.7203604
ln_resto_dep	.4405298	.084928	5.19	0.000	.2740739	.6069856
ln_FBCF_ctes	.0443932	.0349149	1.27	0.204	-.0240388	.1128251
_cons	13.80763	.4252707	32.47	0.000	12.97412	14.64115
sigma_u	1.0571211					
sigma_e	.90803419					
rho	.57543105	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman FIXED RANDOM
```

	Coefficients			
	(b) FIXED	(B) RANDOM	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
Ln_prof	.5482036	.5738491	-.0256455	.1365053
ln_resto_dep	.5844507	.4405298	.143921	.1891354
ln_FBCF_ctes	.0183329	.0443932	-.0260603	.0221916

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
          =      1.95
Prob>chi2 =      0.5822
```

No se rechaza la hipótesis nula, es decir, la diferencia entre los coeficientes de efectos aleatorios y fijos no es sistemática. Por lo tanto, conviene usar el método de efectos aleatorios, aunque se utilizan los efectos fijos con el fin de comprar los resultados de EAAE y ZF.

Sintaxis

Código Stata para análisis de RE

```
use
"C:\Users\bedat\Desktop\bases\BASES_ANUAL_ZF_SERVICIOS_COMERCIO\anual_
todos_años_SERVICIOS.dta", clear
regress ln_VAB_ctes Ln_prof ln_resto_dep ln_FBCF_ctes
imtest, white
estat ovtest
vif
predict res1,residuals
histogram res1
regress ln_VAB_ctes* Ln_prof* ln_resto_dep* ln_FBCF_ctes,robust
predict residual, resid
qui sum residual, d
scalar JB= (r(N)/6) * ((r(skewness)^2)+((r(kurtosis)-3)^2)/4)
di "JB" = JB
test Ln_prof+ ln_resto_dep+ ln_FBCF_ctes=1
xtset RUT ano
xtreg ln_VAB_ctes* Ln_prof* ln_resto_dep* ln_FBCF_ctes,fe
estimates store FIXED
xtreg ln_VAB_ctes* Ln_prof* ln_resto_dep* ln_FBCF_ctes,re
estimates store RANDOM
hausman FIXED RANDOM
levpet ln_VAB_ctes,free( Ln_prof ln_resto_dep)proxy(
ln_energia_gas_agua_lubricantes_)capital( ln_FBCF_ctes)valueadded i(
RUT)t( ano)
```

Código Stata para análisis de ZF

```
use
"C:\Users\bedat\Desktop\bases\BASES_ANUAL_ZF_SERVICIOS_COMERCIO\zf_tod
os_años_SERVICIOS.dta", clear
regress ln_VAB_ctes Ln_prof ln_resto_dep ln_FBCF_ctes
imtest, white
estat ovtest
vif
predict res1,residuals
histogram res1
regress ln_VAB_ctes* Ln_prof* ln_resto_dep* ln_FBCF_ctes,robust
predict residual, resid
qui sum residual, d
scalar JB= (r(N)/6) * ((r(skewness)^2)+((r(kurtosis)-3)^2)/4)
di "JB" = JB
test Ln_prof+ ln_resto_dep+ ln_FBCF_ctes=1
```

```
xtset RUT ano
xtreg ln_VAB_ctes* Ln_prof* ln_resto_dep* ln_FBCF_ctes,fe
estimates store FIXED
xtreg ln_VAB_ctes* Ln_prof* ln_resto_dep* ln_FBCF_ctes,re
estimates store RANDOM
hausman FIXED RANDOM
levpet ln_VAB_ctes,free(Ln_prof ln_resto_dep)proxy(
ln_energia_gas_agua_lubricantes_)capital(ln_FBCF_ctes)valueadded i(
RUT)t(ano)
```

9. Referencias bibliográficas

- APARICIO, J Y MARQUEZ, J (2005) “*Diagnóstico y Especificación de Modelos Panel en Stata 8.0.*”
- BID (2012) “*Zonas Francas, comercio y desarrollo en América Latina y el Caribe. Análisis crítico de sus oportunidades y desafíos*” Banco Interamericano de Desarrollo. San José, Costa Rica.
- BALTAGI, B.H. (1995) *Econometric Analysis of Panel Data.* John Wiley & Sons Ltd, Chichester, England.
- CHAMBERS, R.G. (1988) *Applied Production Analysis.* Cambridge University Press. Cambridge.
- CIIU Rev.4 “Clasificación Industrial Internacional Uniforme - Estructura y notas explicativas a cinco dígitos”. Disponible en:
<http://www.ine.gub.uy/documents/10181/33330/Estructura+CIIU4.pdf/0704b430-ae4c-4f7b-98e7-21993026e63f>.
- CIIU Rev.3 “*Clasificación Internacional Industrial Uniforme – Adaptada a Uruguay*” Disponible en:
http://www.ine.gub.uy/documents/10181/33330/codciiu_rev3.pdf/d533bf4b-f2dd-4b2a-a58a-37c2b969da3f.
- COBB, C.W. & DOUGLAS, P.H. (1928) “A theory of production”. *The American Econ. Review*, 18(1), Supplement, Papers, and Proceedings of the Fortieth Annual Meeting of the American Economic Association (March): 139-165.
- DOUGLAS, P.H. (1948) “Are there laws of production”. *The American Econ. Review*, 38(1), (March): 1-41.
- FONSECA, R. (2016). ESTRATEGIA Y NEGOCIOS: *estrategiaynegocios.net*.
<http://www.estrategiaynegocios.net/lasclavesdeldia/918840-330/zonas-francas-ocupan-al-1-de-la-poblaci%C3%B3n-mundial>.

- GUJARATI, D.N. (2004) *Econometría*. McGraw-Hill (4ª Ed.) México.
- INE (2015) *5^{to} Censo de Zonas Francas 2011-2012*. Instituto Nacional de Estadística. Informe final. Disponible en: <http://www.ine.gub.uy/web/guest/censos>. Último acceso: Feb 2017.
- INE (2012) *4^{to} Censo de Zonas Francas 2009-2010*. Instituto Nacional de Estadística. Informe final. Disponible en: <http://www.ine.gub.uy/web/guest/censos>. Último acceso: Feb 2017.
- INE (2010) *3^{er} Censo de Zonas Francas 2007-2008*. Instituto Nacional de Estadística. Informe final. Disponible en: <http://www.ine.gub.uy/web/guest/censos>. Último acceso: Feb 2017.
- INE (2008) *2^{do} Censo de Zonas Francas 2006*. Instituto Nacional de Estadística. Informe final. Disponible en: <http://www.ine.gub.uy/web/guest/censos>. Último acceso: Feb 2017.
- JOHNSTON, J. & DINARDO, J. (2001) *Métodos de Econometría*. Ed. Vicens-Vives, 1ª Edición. Barcelona.
- LEVINSOHN, J. & PETRIN, A. (2003) “*Estimating production functions using inputs to control for unobservables*”. *The Review of Econ. Studies*, 70(2): 317-341.
- Ley 15.921- “*LEY DE ZONAS FRANCAS*”. Disponible en: <https://legislativo.parlamento.gub.uy/temporales/leytemp4327086.htm>.
- MANKIW, G. (2008) *Macroeconomía*. Ed. Bosch (6ª Ed.) Barcelona.
- MARSCHAK, J. & ANDREWS, W.H. (1944) “Random simultaneous equations and the theory of production”. *Econometrica*, 12(3/4): 143-205.
- MINISTERIO DE ECONOMÍA Y FINANZAS – AREA ZONAS FRANCAS (MEF-AZF (2016)), “Contribución a las exportaciones en 2014 – Análisis de las exportaciones desde Zonas Francas”. Disponible en: <http://zonasfrancas.mef.gub.uy/18424/4/areas/estadisticas-zzff.html>.
- MINISTERIO DE ECONOMÍA Y FINANZAS – AREA ZONAS FRANCAS (MEF-AZF (2016)), “Contribución al empleo en 2014 – Análisis de la ocupación en

Zonas Francas”. Disponible en:

<http://zonasfrancas.mef.gub.uy/18424/4/areas/estadisticas-zzff.html>.

MINISTERIO DE TRABAJO Y SEGURIDAD SOCIAL - “SERIE INFORMES DEPARTAMENTALES- Principales indicadores del mercado laboral 2015”.

MORENO, M (2015) “*Panorama de las Zonas Francas en el mundo: perspectivas y reflexiones para Colombia*”.

<http://www.andi.com.co/czf/Documents/Memorias%20Noveno%20Congreso%20ZF/Jueves/Presentacion%20Cartagena%202015.pdf>.

OLLEY, G.S. & PAKES, A. (1996) “The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry”. *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.

SCN (2008). Sistema de Cuentas Nacionales. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Versión SCN en español. Disponible en <http://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/SNA2008Spanish.pdf>. Último acceso: Feb 2017.

URUGUAY XXI (2017) Servicios Globales de Exportación en Uruguay. Disponible en: <http://www.uruguayxxi.gub.uy/informacion/wpcontent/uploads/sites/9/2017/02/Informe-Servicios-Globales-Uruguay-XXI-Febrero-2017.pdf>. Último acceso: Feb 2017.

URUGUAY XXI (2015) Servicios Globales de Exportación. Oportunidades de inversión en Uruguay. Disponible en <http://www.uruguayxxi.gub.uy/informacion/wp-content/uploads/sites/9/2015/05/Informe-Servicios-Globales-Febrero-2015.pdf>. Último acceso: Feb 2017.

VAILLANT, M. & LALANNE, A. (2010) *Zonas Francas en el Uruguay: actividad económica, comercio exterior y plataforma para la exportación de servicios*. Oficina de la CEPAL en Montevideo. Serie Estudios y Perspectivas, No 11. Montevideo.

VARIAN, H. (2006) *Análisis Microeconómico*. Ed. Bosch (3ª Ed.) Barcelona.

WHITE, H. (1980) “A heteroskedasticity-consistent matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity.” *Econometrica*. Volume 48(May): 817-838.