

CAMBIO TÉCNICO Y RENDIMIENTOS A ESCALA. UN ESTUDIO DE CASO

Por Pablo Tagliani y Susana Polo

CURZA - UNCo

RESUMEN

La industria elaboradora de jugos concentrados en Río Negro está constituida por empresas de tamaño mediano y es de tradición exportadora. Los datos de panel son los más apropiados para abordar el estudio de la evolución de la productividad de estas empresas, debido a que son conjuntos formados por múltiples observaciones tomadas sobre distintas unidades en distintos períodos de tiempo. En este trabajo se propone -a partir del enfoque microeconómico- un modelo para la función de costos de este sector productivo utilizando datos de panel, con el propósito de analizar la magnitud de las diferencias en la productividad de los insumos y estudiar los determinantes de la misma, en el particular período de los '90.

Palabras clave: industria de jugos, datos de panel, productividad

ABSTRACT

The fruit juice industry in Rio Negro Province is composed by medium size enterprises which have a tradition of exporting their products. We exhibit a study on the productivity evolution of this firms by the use of panel data. This resource is very appropriated because it consists of groups of observations taken from different units at different dates. This paper proposes a model for the Cost Function of this productive branch from a microeconomic approach, which is calculated using panel data analysis. The results show the magnitude of productivity differences across firms (returns to scale effect) and along time (technical change effect) during the particular decade of 90's.

Key words: fruit juice industry, panel data, productivity

INTRODUCCIÓN

La industria elaboradora de jugos concentrados de la Provincia de Río Negro es de relevancia, no sólo por la actividad que en sí misma genera sino por que constituye el destino de un significativo porcentaje de la producción local de manzanas y peras. Está constituida por empresas de tamaño mediano y es por tradición exportadora, dirige principalmente su producto a Estados Unidos y Canadá. Las reformas estructurales que tuvieron lugar durante la década de los 90 produjeron cambios en las empresas, entre otros, en las fuentes del cambio técnico, causando un aumento entre aquellas de origen externo asociadas a la importación de bienes de capital y la adquisición de licencias del exterior, (Katz y Cimoli (2002)). En el análisis de estos cambios no debe omitirse la dimensión temporal ni la existencia de comportamientos empresariales diferentes. Los datos de panel (DP) o longitudinales son los más apropiados para abordar un estudio con este objetivo, debido a que son conjuntos formados por múltiples observaciones tomadas de cada una de las unidades seleccionadas en distintos períodos de tiempo. Esto les confiere tanto una dimensión de corte transversal como una de serie de tiempo.

El propósito de este trabajo es analizar la magnitud de las diferencias en la productividad de los insumos y los determinantes de las mismas durante la década de los 90 y proponer un modelo para la función de costos de este sector productivo, a partir del enfoque microeconómico, utilizando DP.

1- TEORÍA DE LA EMPRESA Y DEL CAMBIO TECNOLÓGICO

De acuerdo con Teitel (1990) se entiende por progreso técnico a las modificaciones de la tecnología que conducen a rendimientos económicos provenientes de mejoras en la productividad de los insumos¹. Esta definición evoca el concepto de función de producción que describe una relación cuantitativa entre la producción y los insumos utilizados. Schumpeter (1971) afirma que: *“la función de producción describe las técnicas alternativas para cada fecha, y una serie de funciones de producción describen las nuevas alternativas abiertas por un nuevo flujo de conocimientos técnicos”*.

A partir de esto podemos rescatar la existencia de dos tipos de relaciones entre la producción y los insumos:

- 1.- Técnicas alternativas para cada fecha.
- 2.- Nuevas alternativas abiertas por un flujo nuevo de conocimientos técnicos.

El punto 1 alude a las decisiones empresariales referidas a la elección de la combinación de insumos que maximice la producción con el mínimo costo. Estas decisiones se refieren a la escala o tamaño de la planta. Pueden presentarse tres casos:

- rendimientos crecientes: cuando un aumento en el uso de insumos provoca un aumento más que proporcional en la cantidad producida.
- rendimientos constantes: cuando un aumento en el uso de insumos provoca un aumento equiproporcional en la cantidad producida.
- rendimientos decrecientes: cuando un aumento en el uso de insumos provoca un aumento menos que proporcional en la cantidad producida.

De manera que la decisión acerca del tamaño de la empresa está relacionada con las ganancias o pérdidas de productividad de los insumos cuando varía la escala. Esto corresponde a una visión estática del tiempo, es decir a las alternativas disponibles a una determinada fecha. El análisis empírico de los rendimientos a escala en un sector industrial puede hacerse a través de la comparación de empresas de diferente tamaño.

¹ El autor considera que la creación de nuevos productos o la modificación sustancial de los existentes también contribuye a aumentar el rendimiento económico de la empresa, pero estos efectos no serán tratados en este trabajo.

El punto 2, se refiere al cambio en la relación entre insumos y producción que se produce a través del tiempo, por lo que es necesario poner diferentes fechas a las distintas cantidades de insumos utilizados y de unidades producidas. Esto nos permite pensar que si la cantidad producida por insumo utilizado aumenta a lo largo del tiempo, entonces existe progreso tecnológico. Es importante tener en cuenta que la medición de los cambios en el uso de insumos resulta difícil en la práctica, sin embargo, podemos salvar este inconveniente tomando para el análisis los costos de los mismos. Si mantenemos constantes los precios de los insumos, las variaciones del costo unitario reflejan los cambios en la productividad media de los mismos ya que son magnitudes opuestas pero simétricas. Así, una disminución (aumento) del costo medio a medida que aumenta el tamaño de la planta implica la existencia de rendimientos crecientes (decrecientes) a escala. Asimismo, la extensión del avance técnico de un período a otro se define y se mide por el cambio relativo en los costos unitarios, cuando las técnicas en cada período son tales que minimizan los costos y los precios de los insumos permanecen constantes.

En suma, a partir de lo expuesto puede inferirse que la variabilidad de la productividad media de los insumos puede deberse a la presencia de diferentes rendimientos a escala (efecto de empresa) o a la existencia de cambio técnico (efecto temporal).

Las diferencias de productividad entre empresas deberían eliminarse en el largo plazo de acuerdo con la teoría neoclásica que visualiza a la empresa como una unidad técnica que procesa óptimamente la información para obtener resultados eficientes.

En cambio si se considera a la empresa como un sistema social surgen nuevas perspectivas que permiten identificar factores explicativos de las diferencias de productividad entre ellas. En este sentido, Nelson (1981) menciona factores tales como los problemas de coordinación y control de los grupos humanos que interactúan en la organización, la capacidad gerencial, la influencia del marco institucional, las diferentes actitudes de los empresarios frente a las nuevas tecnologías y las posibilidades reales que tienen para acceder a las mismas, entre otros.

Siguiendo esta última línea de razonamiento, Katz (2000) afirma que durante la vigencia del régimen económico imperante en los 90', las diferencias de resultados en términos de comportamiento de la productividad entre los colectivos empresarios² de Latinoamérica, se deben a las asimetrías de acceso a los mercados de factores "que han debilitado la posición relativa de las firmas pequeñas y medianas, haciendo que el proceso de modernización de años recientes fuera altamente inequitativo e excluyente".

En consecuencia, la expresión cuantitativa de la variación de la productividad de los factores debería evaluarse teniendo en cuenta la existencia de los factores cualitativos mencionados.

2- DATOS: DEFINICIONES Y FUENTES

Se utilizaron datos de la Encuesta Industrial Anual (EIA) de la provincia de Río Negro para el período 1994 - 1999 y datos del Censo Económico Nacional (CEN94) para el año 1993 de la rama 15130 correspondiente a la industrialización de frutas y hortalizas.

La variable costos fue elaborada a partir de la agregación de los rubros: materias primas, salarios y amortizaciones de bienes de uso (como aproximación al costo del capital). Estos valores fueron expresados a precios constantes de 1993, mediante el uso de índices específicos. En el caso de materias primas se utilizó el precio de la manzana destinada a la industria. Los salarios se ajustaron mediante un índice de salario medio anual calculado a partir de las remuneraciones y el personal ocupado de las empresas incluidas en el trabajo³. Para las amortizaciones se utilizó el índice de precios mayoristas correspondiente a la división 29 (maquinarias y equipos) publicado por INDEC.

² El autor considera tres colectivos empresarios: conglomerados de capital nacional, subsidiarias de empresas extranjeras y PYMES.

³ Dado que el período de estudio termina aproximadamente cuando comienza el período de recesión, los datos no muestran una caída salarial en términos nominales.

La variable explicativa, la producción expresada en unidades físicas, no estaba disponible en la base de datos, en su lugar se utilizó el Valor de Producción. Esta variable se construyó sumando las ventas anuales, a las cuales se restó la variación de existencias del año correspondiente. Los valores obtenidos se expresan a precios constantes de 1993, con un índice de precios medios de las exportaciones de jugos concentrados. Para validar este procedimiento es necesario hacer el supuesto de que no existen diferencias significativas de precios entre empresas, debido a que el jugo concentrado es un producto homogéneo (*commodity*) que se destina casi exclusivamente a la exportación⁴. Bajo estos términos puede afirmarse que la variación del valor de producción entre empresas y en el tiempo responde solo a la variación de las cantidades producidas.

3- LOS MODELOS DE DATOS DE PANEL USADOS PARA LA ESTIMACIÓN

Los modelos basados en datos de panel son aquellos que contienen una serie de observaciones repetidas, sobre las mismas unidades, a través del tiempo. Esta característica nos permite utilizar en forma conjunta, datos de tipo transversal con datos en forma de series de tiempo. Estos conjuntos de datos tienen generalmente mayor cantidad de observaciones que los que usan exclusivamente cortes transversales o series de tiempo, por lo que es posible obtener con ellos estimadores más confiables. La ventaja fundamental es que permiten modelar con mayor flexibilidad las diferencias en el comportamiento de los individuos en estudio porque tienen mayor capacidad para identificar y estimar efectos relacionados con algún comportamiento dinámico de los mismos.

En nuestro caso los cortes de tipo transversal son las empresas elaboradoras de jugos concentrados y las series de tiempo abarcan el período 1993-1999.

El modelo a analizar según Greene (2000) es

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'x_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, n \\ t = 1, \dots, T \end{array}$$

con K regresoras en x_{it} .

Si consideramos que el efecto individual de empresa, α_i , constante a lo largo del tiempo, es igual para todas las empresas, obtenemos el llamado modelo sin efectos. Sobre esta base MCO (mínimos cuadrados ordinarios) proporciona estimaciones consistentes y eficientes de α y β .

Si en cambio suponemos que las diferencias entre empresas pueden captarse mediante diferencias en el término constante, el modelo de MCVF (mínimos cuadrados con variables ficticias), también llamado modelo de efectos fijos, es el adecuado.

Otro enfoque para el tratamiento de DP es el modelo de efectos aleatorios que considera que α_i es un error específico de grupo, similar a ε_{it} , excepto que para cada grupo hay una única extracción muestral que aparece en forma idéntica en cada período. Este es el tratamiento apropiado para estos datos cuando las unidades de sección transversal son extracciones muestrales de una población grande. En este trabajo se cuenta con datos de una muestra prácticamente exhaustiva de la población por lo que resulta razonable adoptar un modelo de efectos fijos. No obstante se obtuvieron los estimadores para el modelo de efectos aleatorios y además los estadísticos LM y de Hausman cuyos valores obtenidos, 6,25 y 5,002 respectivamente, permiten concluir que no existe suficiente evidencia que invalide el modelo de efectos fijos.

⁴ Este supuesto se mantiene aún frente a cambios en la composición de la industria provincial, por ejemplo si hubiese una sola empresa que concentre toda la producción de la provincia.

Si aplicamos la transformación logarítmica a este modelo y definimos las variables dependiente y regresora que interesan en este estudio la función de costos es:

$$\ln C_{it} = \alpha + \beta \ln Y_{it} + \varepsilon_{it},$$

donde

C_{it} = costo de la empresa i en el momento t

α = parámetro que recoge el costo no explicado por el resto de las variables independientes

Y_{it} = producción de la empresa i en el momento t

β_1 = elasticidad del costo ante cambios en Y

ε_{it} = es el error aleatorio.

3.1. Resultados

Para nuestro estudio los resultados de las estimaciones para estos dos modelos se presentan en la siguiente tabla:

Tabla 1. Resultados de las estimaciones para el modelo sin efectos y de efectos fijos.

	α	β
MCO, modelo sin efectos	$R^2 = 0.8637$	$S^2 = 0.0805$
Estimación	0.037817	0.966287
Error estándar	0.8786	0.0571
Error estándar de White	0.91997	0.0593
MCVF, Modelo de efectos fijos	$R^2 = 0.9112$	$S^2 = 0.0524$
Estimación	$\left\{ \begin{array}{l} 3.5567 \\ 3.5860 \\ 3.7115 \\ 3.6715 \\ 3.3317 \\ 2.9798 \\ 3.2245 \end{array} \right.$	0.744998
Error estándar	-----	0.1016
Error estándar de White	-----	0.07004

Como estamos interesados en detectar las diferencias entre grupos, vamos a contrastar la hipótesis de que los términos constantes son todos iguales mediante un contraste F . El cociente utilizado para el contraste es:

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(R_{ef}^2 - R_{se}^2)/(n-1)}{(1 - R_{ef}^2)/(nT-n-K)}$$

donde ef indica al modelo de efectos fijos y se indica el modelo de efecto común, con un único término constante para todos.

Para nuestro caso $F [6,39] = 5.05$, el valor crítico al 1% de la tabla F es 3.29, por lo tanto la hipótesis de que los efectos de las empresas elaboradoras de jugo concentrado son iguales se rechaza al nivel de significación del 1%.

Para este modelo se supone que los errores se distribuyen en forma idéntica e independiente tanto entre empresas como a lo largo del tiempo. A continuación nos ocupamos de la heterocedasticidad y la autocorrelación.

Para tratar la heterocedasticidad de forma desconocida en el modelo de efectos fijos, el contraste de White nos provee de un estimador consistente de la matriz de covarianzas. En la tabla que se adjunta puede verse que la corrección de White conlleva un cambio importante en el error estándar estimado de la pendiente.

Para la detección de la correlación serial se utilizó el test de Durbin-Watson, que consiste en calcular un estadístico d , un límite superior d_s y un límite inferior d_i para los niveles de significatividad de d . Las tablas contrastan la hipótesis de autocorrelación cero de primer orden. Para nuestro caso de análisis $d_i = 1.29$ y $d_s = 1.38$ al nivel de significación del 1%. De acuerdo a la regla de decisión y al valor de nuestro estadístico para el modelo de efectos fijos $DW = 1.667731$, no rechazamos la hipótesis nula de no autocorrelación. Para el modelo sin efectos, el estadístico $DW = 0.952708$. En este caso rechazamos la hipótesis de no autocorrelación.

Existen tres estimadores posibles de mínimos cuadrados de β , que corresponden a distintos modelos: 1) el estimador llamado de mínimos cuadrados, obtenido con el modelo con α común; 2) el estimador dentro de grupos, obtenido con el modelo de efectos fijos y 3) el estimador entre grupos, obtenido utilizando sólo las medias por empresa de las variables consideradas. El primero es el estimador que expresa la conjunción de los dos efectos y puede expresarse como la suma ponderada de los dos restantes que expresan las diferencias dentro de grupos y entre grupos, respectivamente. El ponderador es un indicador significativo de la influencia de cada uno de los efectos sobre el total de la variabilidad.

Para este caso 1) es $b^t = 0.966287$; 2) es $b^d = 0.744998$ y 3) es $b^e = 1.025596$.

Las ponderaciones para los dos últimos estimadores pueden obtenerse a partir de

$$b^t = mb^d + (1-m)b^e$$

de modo que $m = 0.21$.

La variabilidad total de los costos del panel de empresas, explicada por la producción, está compuesto en un 79% por las diferencias entre empresas y en un 21% por las diferencias dentro de cada empresa a lo largo del período estudiado.

3.2. Interpretación de Resultados

El estudio demuestra que el modelo que mejor ajusta los datos de panel es el de efectos fijos, que considera una constante de regresión para cada empresa, con lo cual se verifica la existencia de comportamientos diferenciales significativos entre las mismas.

Se comprueba una relación positiva, pero menor a uno entre la variación porcentual del costo y la variación porcentual de la producción que se explica en mayor medida por las diferencias de tamaño entre las empresas y en menor medida (aunque no despreciable) por diferencias que se producen lo largo del tiempo. Estos resultados permiten inferir la existencia de rendimientos crecientes a escala en esta rama industrial y la presencia de cambio técnico.

4 - MEDICIÓN DEL CAMBIO TÉCNICO Y DE LOS RENDIMIENTOS A ESCALA

A fin de tener una medida cuantitativa de los efectos de escala y temporales sobre los costos de las empresas, se agrega en el modelo de regresión de efectos fijos la variable tiempo.

De manera que el modelo planteado es:

$$C_{it} = f(Y_{it}, p_{it}, t)$$

y su expresión matemática:

$$C_{it} = \alpha Y_{it}^{\beta_1} e^{\beta_2 t}$$

Donde:

C_{it} = costo de la empresa i en el momento t

α = parámetro que recoge el costo no explicado por el resto de las variables independientes

Y_{it} = producción de la empresa i en el momento t

β_1 = elasticidad del costo ante cambios en Y

β_2 = tasa de cambio del costo en el tiempo,

Una transformación logarítmica deja a la expresión como sigue:

$$\ln C_{it} = \ln \alpha + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 t + \varepsilon_{it}$$

El signo esperado de β_1 es positivo si hay rendimientos crecientes (decrecientes) a escala es menor (mayor) a 1. Por su parte, el valor de β_2 es negativo (positivo) cuando hay disminución (aumento) de costos a lo largo del tiempo. La influencia de la producción en el costo está captada por β_1 , β_2 capta la influencia del cambio técnico, teniendo en cuenta que el precio de los insumos permanece constante.

Se estiman dos modelos que difieren en la definición de la variable costos. El primero considera para cálculos de costos el gasto de mano de obra y capital, y el segundo agrega a este el gasto en materias primas. Los resultados obtenidos se muestran en la tabla siguiente:

Tabla 2. Resultados de las estimaciones para el modelo de efectos fijos agregando la variable tiempo, para dos formas definir la variable costos.

Modelo con Costos de mano de obra y capital. $R^2 = 0.81$			Modelo con Costos de materias primas, mano de obra y capital. $R^2 = 0.94$		
Estimaciones (*)		Estadístico t (**)	Estimaciones (*)		Estadístico t (**)
β_1	0.868	3.30	β_1	0.725	11.10
β_2	-0.023	-0.97	β_2	-0.057	-4.67

(*) Se omiten las intercepciones del modelo ya que representan sólo un desplazamiento paramétrico del mismo.

(**) El estadístico t está calculado usando el error estándar corregido por White. El valor crítico al 1% de la tabla es 3.707

Se puede observar, en el modelo que utiliza una definición amplia de costos (columna 3), que el valor del coeficiente del logaritmo de la producción es 0,725. Esto significa que una variación el 1% en la producción genera una variación de 0.725% en los costos. Si invertimos esta relación obtenemos un indicador de los rendimientos a escala de la industria. Para este caso, el valor de este indicador es 1,33 lo que indica que el aumento del 1% en la escala de la planta o costos da lugar a un aumento del 1,33% en la producción. A partir de esto se puede inferir la existencia de significativos rendimientos crecientes a escala. Por su parte el coeficiente β_2 que representa la variación temporal del costo alcanza un valor del - 0,057 que indica que la tasa anual media de cambio técnico es del 5,7 % anual, equivalente a un 39,4% para todo el período considerado. Cabe agregar que los coeficientes son altamente significativos. Además, el cuadro presenta en la segunda columna los resultados de la regresión del modelo pero con una definición más restringida de costos que solo incluye los gastos de capital y los de personal. Al comparar los coeficientes de la variables producción y tiempo en las dos regresiones, se nota que ambos son de menor magnitud cuando consideramos la definición mas acotada del costo. Se infiere, en consecuencia, que el aumento de la productividad conjunta del capital y trabajo es significativamente menor al aumento de la productividad cuando consideramos, además de los factores mencionados, a las materias primas. Del mismo modo, el efecto temporal tiene menor impacto sobre los insumos trabajo y capital considerados en forma conjunta. También se comprueba que en este caso disminuyen el grado de significatividad de los coeficientes.

De manera que se confirma la presencia de cambio técnico y la magnitud aproximada del mismo.

5- COMENTARIOS FINALES

Durante el periodo considerado en este estudio, la Argentina adoptó un régimen económico basado en el libre funcionamiento de los mercados, la apertura comercial y la convertibilidad de la moneda doméstica; con lo cual la tecnología es tratada como una mercadería más, sujeta al intercambio de agentes económicos.

En este contexto, los resultados de este trabajo permitirían inferir que en la rama industrial considerada se habría producido un significativo progreso técnico junto a una tendencia a la concentración de la producción.

En otro trabajo (Tagliani (2003)) se comprobó que la fuente casi excluyente de cambio técnico fue la tecnología incorporada a través de la adquisición de bienes de capital que produjo un sesgo al ahorro de la mano de obra en la función de producción.

En consecuencia, el caso analizado parece confirmar las presunciones que existen respecto de la implementación de estrategias de crecimiento basados exclusivamente en los incentivos provistos por los mercados: un aumento de la eficiencia, pero a costa de la desaparición de las unidades productivas mas pequeñas y de la disminución en el uso de factores productivos locales, en particular de la fuerza de trabajo.

Recibido: 15/06/07

Evaluado: 25/08/07

6 - OBRAS CITADAS

Greene, William H., *Econometric Analysis*. Fourth Edition, Prentice-Hall, 2000.

Henderson, J. y Quandt, R. *Teoría microeconómica* - Barcelona: Ariel, 1962.

Katz, J. y Cimoli, M. *Reformas Estructurales, Brechas Tecnológicas y el Pensamiento del Dr. Prebisch* - Seminario Internacional “El desarrollo en el siglo XXI”. CEPAL, 2002.

Nelson R. *Research on productivity growth and productivity differences: dead ends and new departure* - Journal of Economics Literature - Vol XIX: 1029 a 1064, 1981.

Schumpeter, J. *Historia del Análisis Económico* - Barcelona: Ariel, 1971.

Tagliani, P. “Agroindustria y tecnología. El caso de las empresas de elaboración de jugos concentrados de Río Negro” p.121-155. en Laria, Patricia (editora) *Aprendizaje Tecnológico y Sistemas de Innovación. Estudios sobre la Provincia de Río Negro*. - General Roca: Editorial Publifadecs, 2003.

Teitel, S. “La creación de tecnología en las economías semiindustrializadas” - Cap. III en *Cambio tecnológico y desarrollo industrial* - México: Fondo de Cultura Económica, 1990.