

Asociación Argentina de Economía Agraria

La eficiencia técnica de la lechería: ¿manejo o ambiente?

30 de septiembre de 2019

Categoría: Trabajo de Investigación

Clasificación temática 3.5

García Suárez Federico
fgarcia@fagro.edu.uy

¹

Artagaveytia, Jorge
jartagaveytia@inale.org

²

Giudice, Gabriel
ggiudice@inale.org

²

Pedemonte, Ana
apedemonte@inale.org

^{1,2}

¹Universidad de la República, Facultad de Agronomía

²Instituto Nacional de Lechería

La eficiencia técnica de la lechería: ¿manejo o ambiente?

Resumen

La producción lechera ha sido tradicionalmente dinámica en el sector agrícola de Uruguay. A lo largo de los años, los sistemas lecheros han cambiado de un modelo extensivo con una base de alimentación a pasto, a una sistema más intensivo que combina pasturas cultivadas y el uso de concentrados y reservas de alta calidad. El sector lechero ha mostrado mejoras en la productividad que permitieron una expansión de la producción, convirtiendo las exportaciones de lácteos en el principal mercado para la producción nacional. Esta expansión de la producción ha expuesto al sector lácteo a la competencia de los mercados internacionales, esto, incluso cuando existen ventajas comparativas, se ha presentado como un desafío para el sector. La producción total registró un máximo en 2013 y una disminución desde 2014, que se explica tanto en el margen extensivo como en el intensivo. Este estudio utiliza un panel desbalanceado de 82 establecimientos lecheros a lo largo de un máximo de 12 años agrícolas (2005/06 a 2016/17) con un total de 866 observaciones. Utilizando una frontera estocástica, estimamos la eficiencia técnica separando la ineficiencia persistente de aquella que varía con el tiempo. La variable dependiente es la producción total de leche. Se incluyeron cuatro variables explicativas: vacas lecheras totales, gasto total en insumos, tierra total utilizada y una tendencia temporal. Nuestros resultados muestran que se estima que la eficiencia persistente es del 91%, la eficiencia residual del 92% y la eficiencia general del 84%. Estos resultados indican que la ineficiencia técnica tiene un componente temporal importante, en tanto la eficiencia técnica persistente muestra un resultado elevado. También se estiman la adopción de cambio técnico y la productividad total de los factores, indicando los resultados que en los últimos años analizados el sector encuentra dificultades para crecer.

1 Introducción

La lechería en el Uruguay ha sido históricamente un sector de gran dinámica, con niveles crecientes en la producción explicados por una mejora en la productividad más que por el extensividad. Esto ha determinado un cambio de mercados a lo largo de los años, pasando de ser un sector con fuerte énfasis en el mercado interno a ser un rubro con fuerte dependencia de los mercados internacionales. Dicho cambio ha puesto presión al sector primario vía precios, generando cambios en la base productiva y en la industria que resultan en un escenario más complejo para el desarrollo productivo.

Durante los últimos 15 años la lechería intensificó la producción incrementando el uso de alimentos externos al predio, en un cambio de la base alimenticia que se hizo más

dependiente de raciones compradas. Esto permitió mejorar la producción pero expuso a los productores a un riesgo precio mayor, puesto que el precio de los alimentos no era el costo de producirlos sino el precio de mercado del producto. En ese contexto un cambio en los precios de la leche con costos estructurales altos determinó una dificultad para muchos productores lecheros. Esto se refleja en una caída del número de tambos de 4600 a 3600 entre 2007/08 y 2017/18 según cifras del Ministerio de Ganadería (DIEA-MGAP citar) y un estancamiento en la producción total luego de haber llegado a un récord de 2,2 millones en 2013/14.

La lechería en el Uruguay ha transitado un camino de crecimiento desde sus inicios como actividad comercial. Si consideramos la evolución desde la década de 1970 hasta la actualidad el crecimiento ha sido sostenido hasta mediados de los 2010, momento a partir del cual se produce un estancamiento con cierta caída de la producción (Tabla 1). Un par de datos describen claramente la evolución del sector, la producción total se multiplicó por 5 en 40 años y la tasa de crecimiento de 1980 hasta 2010 por década se mantuvo siempre por arriba del 60%.

La competitividad del sector no depende solo de la base agropecuaria. La exportación se concentra en pocos commodities y el sector industrial continúa tomando al mercado interno como referencia. Esto determina que la estructura industrial tenga una diversificación que no logra explotar la estructura de mercado que determinan los niveles de producción de materia prima. Aún en este contexto el sector primario muestra diversidad de situaciones entre productores que logran adaptarse al nuevo contexto y otros que presentan dificultades, razón por la cual hay razones para preocuparse por como se desarrolla la producción primaria. El objetivo de este trabajo es analizar la eficiencia técnica de los tambos descomponiendo la ineficiencia dos, transitoria y persistente.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas de la lechería comercial uruguaya

	1970	1980	1990	2002/03	2005/06	2008/09	2012/13	2016/17
Producción	400	505	822	1343	1620	1694	2184	2049
Superficie	s.d.	s.d.	1235	980	852	800	806	827
N° Tambos	8.9	8.9	8.3	4.9	4.5	4.5	4.1	3.7
Total vacunos	584	670	666	734	728	710	803	780
VM/Total	67	52	48	57	55	55	57	56
VO/VM	s.d.	s.d.	s.d.	63	70	70	75	73
Lt/VM	1400	1500	2600	3215	4078	4255	4429	4676
Tasa crecimiento	-	26.3	62.8	63.4	20.6	4.6	28.9	-6.2

Fuentes: Hernández et al. (2003), DIEA (2010) y DIEA (2019).

Si nos concentramos en el período a partir del ejercicio 2002/03 en adelante vemos que hay períodos de mayor y menor crecimiento en la producción total. Sin embargo, en

producción por vaca masa¹ vemos que el crecimiento continúa hasta el final del período. Esto explicado por un aumento del área reportada en ese ejercicio.

El primer trabajo utilizando fronteras estocásticas para estimar eficiencia técnica en la lechería uruguaya es el de Bravo-Ureta et al. (2008). El trabajo incluye también un análisis de la eficiencia técnica en tambos de Argentina y Chile. En el mismo se estima la eficiencia técnica para 70 establecimientos de Uruguay en un período de 4 años y con un panel desbalanceado (147 observaciones). Los resultados para Uruguay muestran un nivel de eficiencia de 81%.

En Pérez-Quesada and García Suárez (2018) se presenta una estimación de eficiencia en base a una encuesta de corte transversal utilizando un modelo de frontera estocástica con efecto sobre ineficiencia. En promedio los resultados muestran una eficiencia técnica de 74% cuando se expanden los resultados a la población considerada. En un trabajo posterior García Suárez and Pérez-Quesada (2019) construyeron una meta frontera para comparar productores lecheros familiares respecto de los empresariales. El resultado de eficiencia técnica general es de 64%.

Con anterioridad a estos estudios hubo otros (Grau et al. (1995) y Vaillant (1990)) que abordaron este mismo tema con un enfoque de determinístico. Dado que los resultados son de una etapa muy diferente de la producción lechera, los resultados obtenidos no son una referencia a los efectos de una comparación con nuestros resultados.

2 Metodología

Los función de producción neoclásica asume que toda empresa es eficiente. Sin embargo, la evidencia indica que las firmas no siempre logran ser eficientes y la metodología de fronteras estocásticas aparece como una aplicación práctica que permite medir la ineficiencia Colombi et al. (2014). Lo que permite el análisis de fronteras estocásticas (SFA) es separar en la regresión al término de error en dos partes, una ruido aleatorio y la otra ineficiencia.

La ineficiencia luego puede ser tratada como invariante o variante en el tiempo, una explicación detallada de los modelos se puede encontrar en Kumbhakar et al. (2015), Kumbhakar and Knox Lovell (2000) y en forma más resumida se puede encontrar en Colombi et al. (2014). Una línea de abordaje diferente se encuentra en modelos que consideran los efectos individuales como ineficiencia persistente y la separan de la ineficiencia variante en el tiempo, confundiendo los efectos fijos con ineficiencia. En una etapa posterior Greene (2005a), Greene (2005b), Kumbhakar and Wang (2005) y Wang and Ho (2010) plantean que los efectos individuales (fijos o aleatorios) son algo independiente de la ineficiencia y asumen que la ineficiencia siempre es variante en el tiempo. Colombi et al. (2014) resalta que este tipo de modelo puede generar un sesgo en la estimación de la ineficiencia especialmente en los casos en que pudiera existir ineficiencia persistente.

¹Vaca masa es la suma de vacas en ordeño, vacas secas y vaquillonas próximas al parto, es decir, representa el ganado lechero dedicado a la producción de leche.

Para superar estas limitantes Kumbhakar et al. (2014), Colombi et al. (2014) y Tsionas and Kumbhakar (2014) proponen un modelo que supera algunas de ellas. Básicamente lo que se plantea es separar el término de error en cuatro componentes, el primero toma el efecto individual de la firma (fijo o aleatorio), un segundo componente que representa la ineficiencia persistente, el tercero recoge la ineficiencia de corto plazo o variante en el tiempo y por último un término para capturar el perturbaciones aleatorias. Colombi et al. (2014) destaca que este tipo de modelos se ajusta bien a situaciones con firmas heterogéneas y paneles moderadamente largos, por lo que a priori se adapta bien a nuestro caso de estudio.

El modelo de acuerdo a Kumbhakar et al. (2014) se puede representar como

$$y_{it} = \beta_0 + \mathbf{x}'_{it}\beta + b_i - u_{it} - u_{i0} + e_{it} \quad (1)$$

el índice i , $i = 1, 2, \dots, n$, indica las n unidades productivas y t , $t = 1, 2, \dots, T$, los T períodos considerados. La variable y_{it} representa la producción en logaritmos de la firma i en el momento t , \mathbf{x}'_{it} es la matriz de los k insumos y β un vector de parámetros k . La variable b_i captura el efecto fijo de la firma i y e_{it} es el error aleatorio. Por último, u_{it} depende del tiempo y captura la ineficiencia de corto plazo, siendo u_{i0} no varía en el tiempo y captura la ineficiencia persistente.

Para la estimación el procedimiento se realiza en cuatro etapas, según propone Kumbhakar et al. (2014). El modelo se reestructura de la siguiente manera:

$$y_{it} = \alpha_0^* + \mathbf{x}'_{it}\beta + \alpha_i + \omega_{it} \quad (2)$$

siendo $\alpha_0^* = \beta_0 + E(u_{i0} - E(u_{it}))$; $\alpha_i = b_i - u_{i0} + E(u_{i0})$ y $\omega_{it} = e_{it} - u_{it} + E(u_{it})$. En esta especificación α_i y e_{it} tienen media cero y varianza constante. La estimación ocurre en tres etapas. En primer lugar, el modelo en la ecuación 2 tiene la estructura de un modelo de datos panel y por lo tanto se hace la regresión del modelo en primeras diferencias para estimar los efectos fijos para la estimación de $\hat{\beta}$. De esta regresión obtenemos las estimaciones de $\hat{\alpha}_i$ y de $\hat{\omega}_{it}$.

En la segunda etapa se estima la ineficiencia variante en el tiempo, u_{it} utilizando $\hat{\omega}_{it}$ ya que

$$\omega_{it} = e_{it} - u_{it} + E(u_{it}) \quad (3)$$

asumiendo que e_{it} distribuye iid $N(0, \sigma_e^2)$ y u_{it} es iid $N^+(0, \sigma^2)$ lo que resulta en que la $E(u_{it}) = \sqrt{2/\pi}\sigma$ podemos estimar la ecuación 3 utilizando la técnica de SFA. Con este procedimiento se obtiene una estimación de \hat{u}_{it} que luego se transforma en la eficiencia residual como $RT E = \exp(-\hat{u}_{it})$.

El tercer paso permite estimar u_{i0} de forma análoga al paso dos y teniendo en cuenta que

$$\alpha_i = b_i - u_{i0} + E(u_{i0}) \quad (4)$$

en este caso se asume que b_{it} distribuye iid $N(0, \sigma_b^2)$ y que u_{i0} es iid $N^+(0, \sigma_{u_{i0}}^2)$, siendo la $E(u_{i0}) = \sqrt{2/\pi}\sigma_{u_{i0}}$ se estima la ecuación 4 a través del procedimiento estándar de estimación de la SFA con distribución normal truncada. La ineficiencia técnica persistente se obtiene como $PTE = \exp(-\hat{u}_{i0})$. La eficiencia general se

obtiene como el producto de las eficiencias persistente y transitoria, $O TE = P TE \times R TE$.

En Mattsson et al. (2018) se presenta una metodología para poder estimar cambio técnico (CT), cambios de escala (CE) y finalmente productividad total de los factores (TFP), a partir de la estimación de una frontera estocástica. El trabajo de Mattsson et al. (2018) utiliza el mismo modelo de frontera para la descomposición de la ineficiencia en persistente y transitoria que utilizamos en este modelo, por lo tanto se ajusta como modelo a seguir para la estimación de estas variables. La TFP es un indicador relevante para estimar el crecimiento de la economía o de un sector determinado. Una forma de estimar la TFP es partiendo de la base de que la TFP puede ser descompuesta en dos partes:

$$TFP = CT + CE \quad (5)$$

El cambio técnico se obtiene obteniendo la ecuación diferencial de la frontera representada en la ecuación 2:

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial t} = \frac{\partial \mathbf{x}'_{it} \beta}{\partial t} \quad (6)$$

En tanto el cambio de escala se obtiene utilizando los rendimientos de escala o economías de escala (EOS) que se obtienen de sumar las elasticidades de respuesta a los factores (ε_{x_i}),

$$\varepsilon_{x_i} = \frac{\partial y_{it}}{\partial \mathbf{x}_{it}} \times \frac{\mathbf{x}_{it}}{y_{it}} \quad (7)$$

La suma de los ε_{x_i} nos da la *EOS*. Los cambios en escala se calculan como

$$CE = (EOS_i - 1) \sum_i \lambda_i \dot{x}_i \quad (8)$$

donde λ_i representa la relación entre ε_i/EOS y \dot{x}_i representa el cambio en los factores.

Modelo econométrico y base de datos

La aplicación empírica del modelo se realiza sobre una base de datos que comprende 82 productores en una estructura de panel incompleto con un mínimo de 6 y un máximo de 12 observaciones por firma. El período que abarca la base va del ejercicio agrícola 2005/06 a 2016/17 y el total de observaciones es de 866. Los tambos son parte de dos sistemas de registro de empresas lecheras, uno de la Federación uruguaya de grupos CREA (44 tambos), el otro son remitentes de Conaprole (38 tambos). Para la especificación del modelo se eligió una función translogarítmica de acuerdo a la siguiente especificación,

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i \ln x_{ikt} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \beta_{ij} \ln x_{ikt} \ln x_{jkt} \\ & + \sum_{i=1}^4 \delta_i \ln x_{ikt} \times t + \lambda_1 t + \lambda_2 t^2 - \omega_{kt} \end{aligned} \quad (9)$$

La estimación inicial se realizó utilizando la estimación en diferencias eliminando de este modo los efectos fijos a los efectos de la regresión. Se utilizó la estimación de White

para estimar los desvíos estándar considerando la presencia de heteroscedasticidad. La estimación siguió el procedimiento propuesto por Kumbhakar et al. (2015) para Stata.

Las variables consideradas son la producción total de sólidos resultante de la suma de kg de grasa y kg proteínas (y_{it}) expresada en logaritmo natural. Las variables independientes son el número de vacas masa (vm), el gasto total sin renta en dólares constantes de 2017 (gt), el uso de concentrado en gramos por litro (conc), la superficie de pastoreo lechero (spl) todas en logaritmos. Además se agrega una tendencia temporal para capturar el cambio tecnológico ocurrido a lo largo del tiempo.

Los valores de gastos están expresados en dólares a paridad de poderes de compra y llevados a valores constantes de 2017. Esto se calcula multiplicando el gasto en términos corrientes por el índice de precios de Estados Unidos y dividiendo por el índice de precios de Uruguay. Luego se lleva a dólares reales con base junio 2017.

En la tabla 2 se presentan las estadísticas descriptivas de las principales variables e indicadores de la base de datos incluyendo las utilizadas para la estimación de la eficiencia.

Tabla 2: Estadísticas descriptivas de las principales variables e indicadores de la base

Variable	Promedio	Desv. Std.	Min	Max
Sólidos totales (kg año ⁻¹)	175.807	193.041	13.861	2.091.948
SPL (ha)	562	526	59,5	4.276
Rodeo promedio (vm)	394	436	42	4.437
Gasto total (\$)	1.145.730	1.357.046	45.461	13.015.147
Otras estadísticas				
Litros ha ⁻¹	4648	1673	1523	13681
Sólidos ha ⁻¹	326	122	105	1019
Litros cow ⁻¹	6147	1005	3040	9305
Litros day ⁻¹	20.2	2.8	10.3	29.0
Vacas ha ⁻¹	0,73	0,23	0,19	1,89
Gasto ha ⁻¹	2042	878	101	7171
VO VM ⁻¹	0.83	0.05	0.60	1.00

3 Resultados y discusión

Los resultados de la regresión en la primera etapa de la estimación se presentan en la tabla 3. La significancia de los coeficientes muestra que al 5% de confianza el concentrado, los términos cuadráticos de vaca masa, gasto total, superficie, tendencia temporal, más las interacciones $vm \times spl$, $vm \times t$, $conc \times t$, $spl \times t$ y el intercepto son significativos. Al 10% de confianza son significativos el gasto total y $conc \times gt$. Es decir, hay 12 de 21 coeficientes

que son significativos con una confianza de al menos 90%.

Tabla 3: Resultados de la regresión en la primera etapa de estimación.

	Coef.	Desv. Std.	t	P>t	[95% Intervalo	Conf.]
vm	0,801	1,127	0,710	0,479	-1,441	3,044
gt	-0,744	0,388	-1,920	0,058	-1,516	0,027
conc	0,609	0,302	2,020	0,047	0,008	1,210
spl	0,762	0,823	0,930	0,357	-0,876	2,400
t	-0,034	0,065	-0,520	0,604	-0,163	0,095
vm ²	1,040	0,297	3,500	0,001	0,449	1,632
gt ²	0,201	0,037	5,500	0,000	0,129	0,274
conc ²	-0,021	0,018	-1,130	0,263	-0,057	0,016
spl ²	0,860	0,155	5,550	0,000	0,552	1,168
t ²	-0,003	0,001	-2,320	0,023	-0,005	0,000
vm×gt	-0,091	0,125	-0,730	0,467	-0,339	0,157
vm×conc	0,068	0,131	0,520	0,603	-0,192	0,329
vm×spl	-0,823	0,165	-4,980	0,000	-1,152	-0,494
vm×t	-0,036	0,009	-3,870	0,000	-0,055	-0,018
gt×spl	-0,113	0,111	-1,020	0,310	-0,334	0,107
gt×t	0,000	0,009	0,020	0,980	-0,018	0,019
conc×spl	0,024	0,074	0,320	0,747	-0,124	0,172
conc×t	0,015	0,007	2,010	0,048	0,000	0,030
conc×gt	-0,087	0,049	-1,790	0,077	-0,183	0,010
spl×t	0,031	0,009	3,420	0,001	0,013	0,049
intercepto	6,559	2,383	2,750	0,007	1,816	11,30
σ_u	0.119					
σ_e	0.104					
ρ	0.568	(fracción de la varianza dada por u_i)				

vm: vaca masa; gt: gasto total real; conc: concentrado en gr/l; spl: superficie de pastoreo lechero; t: tendencia temporal.

A partir de los coeficientes se puede estimar las elasticidades de respuesta de la producción a los insumos. De la suma de las elasticidades se obtiene una medida de la economías de escala de los productores de acuerdo a la siguiente fórmula:

$$EOS = \sum_{i=1}^4 \beta_i + \sum_{i=1}^4 \beta_{ij} \times \ln x_{jkt} + \sum_{i=4}^4 \delta_i \times t \quad (10)$$

El cálculo de las economías de escala puede ser interpretado como la suma de las elasticidades de respuesta del producto a cada factor de producción considerado en la función estimada. En la tabla 4 se presentan las elasticidades de respuesta de sólidos a cada factor y la medida de las economías de escala.

Tabla 4: Elasticidades de respuesta a los factores y economía de escala: media y percentiles 25, 50 y 75.

	Media	p25	p50	p75
ε_{vm}	0,64	0,47	0,67	0,83
ε_{gt}	0,30	0,26	0,30	0,33
ε_{spl}	0,09	-0,08	0,08	0,25
ε_{conc}	-0,06	-0,09	-0,06	-0,02
EOS	0,97	0,93	0,97	1,02

De los resultados de las elasticidades se aprecia que el mayor impacto en términos de respuesta de la producción lo produce un aumento del rodeo cuya elasticidad de respuesta (ε_{vm}) es de 0,64. Los percentiles nos muestran que el 25% de la población analizada tiene una respuesta menor a 0,47, en tanto el 25% superior muestra elasticidades mayores a 0,83. La respuesta al gasto total y superficie es de 0,30 y 0,09. En el caso del uso de concentrado la respuesta tiene signo negativo. El concentrado entra como gramos de alimento por litro producido, por lo tanto puede ser interpretado como que requerir mayor cantidad de alimento por litro de leche tiene un efecto negativo sobre la producción de sólidos.

Una mirada diferente a las elasticidades de respuesta y a las economías de escala es observar el comportamiento de estas variables por quintiles tamaño del rodeo lechero. En la tabla 5 se presenta el promedio de elasticidades según tamaño del rodeo.

Tabla 5: Elasticidades de respuesta a los factores y economía de escala según tamaño del rodeo.

Quintiles (vm)	ε_{vm}	ε_{gt}	ε_{spl}	ε_{conc}	EOS
< 146	0,54	0,29	0,16	-0,06	0,93
146-233	0,56	0,30	0,14	-0,06	0,95
233-332	0,59	0,30	0,14	-0,05	0,97
332-533	0,68	0,31	0,06	-0,06	0,98
> 533	0,83	0,29	-0,04	-0,05	1,04

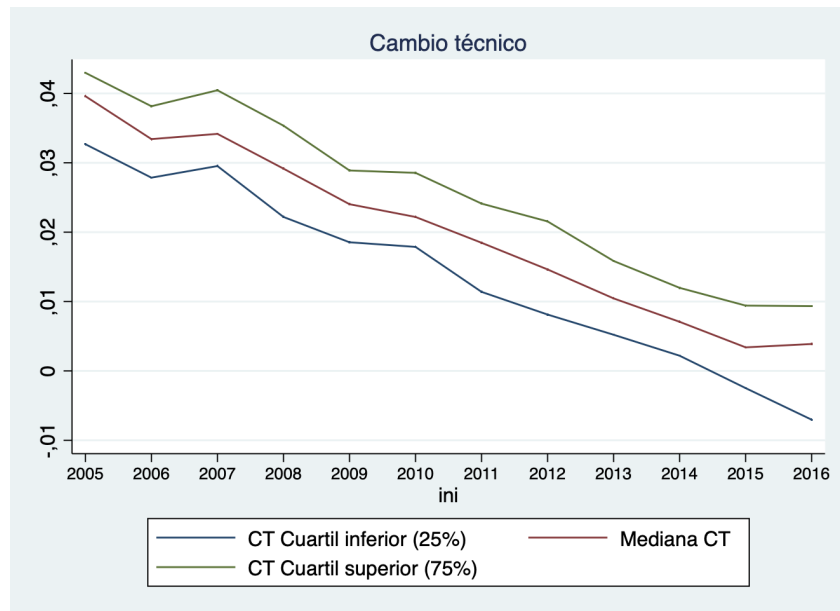
De los resultados de la tabla 5 se destaca la respuesta negativa en producción a un aumento de área de los tambos con rodeos de más de 533 vacas masa. Esto es consistente con la idea de que hay un umbral de tamaño a partir del cual comienzan a haber problemas para manejar el rodeo en un esquema de pastoreo directo. Por otro lado ese estrato tiene la mayor elasticidad al tamaño del rodeo, por lo cual se puede pensar que un esquema de crecimiento pasa por una intensificación vía carga.

A partir de la regresión en la primera etapa también se puede obtener una medida de como evoluciona el cambio técnico en el período. La estimación se realiza obteniendo la derivada parcial de la función de producción respecto de la tendencia temporal de acuerdo a:

$$CT = \lambda_1 + \lambda_2 t + \sum_{i=1}^4 \delta_i \ln x_{ikt} \quad (11)$$

Los resultados se presentan en la figura 1. La evolución del cambio técnico muestra una caída del ritmo al cual se incorporó tecnología en el período, llegando al final del período con un grupo importante de productores que muestran valores de cambio técnico negativo. Esto es un indicador relevante, que se condice con el estancamiento de la producción total y que refleja las dificultades que atraviesa el sector. Un aspecto a poner bajo la lupa es el cuartil inferior de los productores que en los últimos dos períodos tienen cambio técnico negativo y que además parecen tener una tendencia divergente al resto.

Figura 1: Evolución del cambio técnico, mediana y cuartiles 25 y 75.



Una vez obtenido el cambio técnico y las EOS podemos calcular la TFP de acuerdo a la ecuación 5. Los resultados promedio para el período se presentan en la tabla 6. Los resultados muestran una caída en la TFP durante los últimos ejercicios consistente con la caída en el CT. El promedio de TFP para todo el período es de 1,57%. Esto muestra que la lechería presenta un problema en la productividad, que puede afectar la competitividad relativa con otros países. Es especialmente preocupante el resultado de los últimos 5 ejercicios.

En la tabla 7 se resumen las estadísticas de los resultados para las tres medidas de eficiencia que recoge el modelo, transitoria, persistente y general. El porcentaje

Tabla 6: Resultados de la productividad total de factores (TFP) promedio por ejercicio.

Ejercicio	TFP (%)	Ejercicio	TFP (%)
2005/06	-	2011/12	1,56
2006/07	3,06	2012/13	1,05
2007/08	1,95	2013/14	1,19
2008/09	2,35	2014/15	0,95
2009/10	2,54	2015/16	0,37
2010/11	1,92	2016/17	0,32

de eficiencia general promedio es de 83,4%, en tanto los componentes transitorios y permanentes se ubican en 91,7 y 91,2% respectivamente.

Tabla 7: Resultados de eficiencia técnica transitoria, persistente y general

Eficiencia	Obs	Promedio	Desv. Std.	Min	Max
Transitoria	866	0,917	0,043	0,647	0,981
Persistente	866	0,912	0,039	0,804	0,974
General	866	0,836	0,053	0,583	0,939

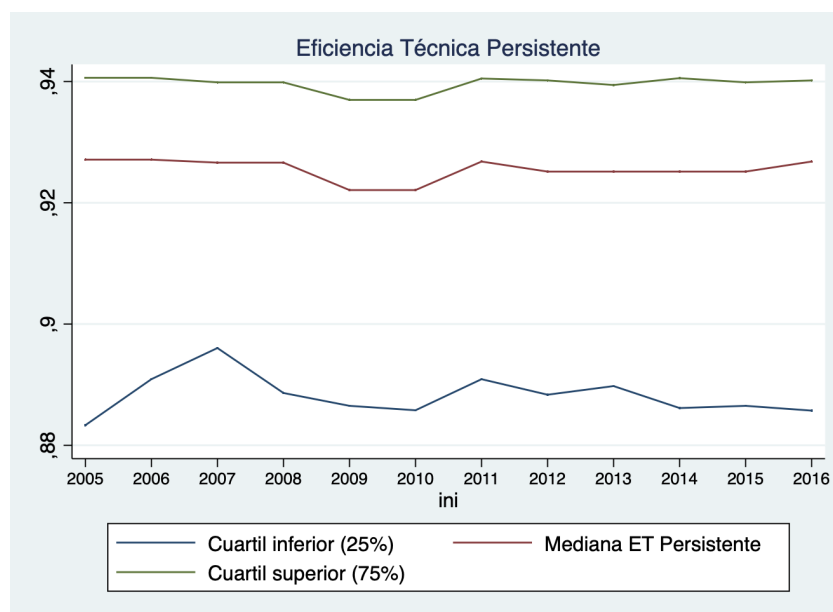
Los resultados de eficiencia general son consistentes con los obtenidos en estudios previos de la lechería uruguaya. El trabajo de Bravo-Ureta et al. (2008), que utilizó una fuente de datos con el mismo origen que los utilizados en este trabajo, arriba a un resultado muy similar. Comparado con los resultados presentados en Pérez-Quesada and García Suárez (2018) y García Suárez and Pérez-Quesada (2019) el nivel general de eficiencia técnica es un poco más alto. Esto es esperable puesto que en este trabajo los datos provienen de un grupo de productores con registros, que tienen asesor técnico y una escala de producción diferente a los productores incluidos en la base de datos de los trabajos mencionados.

En comparación con los trabajos anteriores, en este se descompone la eficiencia en dos componentes tal cual fuera explicado en la metodología. Los resultados indican que parte de la ineficiencia se explica por el efecto del año y parte por problemas estructurales en el manejo de cada firma. Dado que el modelo extrae los efectos individuales de la firma lo que resta es ineficiencia y por lo tanto los resultados de ineficiencia persistente son adecuadamente separados de los posibles efectos fijos.

La evolución de la eficiencia técnica persistente por percentil se presenta en la figura 2. Las variaciones anuales se explican por el desbalance del panel con el que se hicieron las estimaciones. Del gráfico se desprende que el grupo que corresponde a una eficiencia técnica persistente (ETP) para el 25% inferior de la distribución muestra

valores siempre por debajo de 0,9. En tanto entre el percentil 50 y el 75 la diferencia es menor a 0,02. Los productores que están por arriba de la mediana en la distribución de ETP son bastante similares en términos de su capacidad de manejo comparados con los que se encuentran por debajo de la mediana.

Figura 2: Evolución de la eficiencia técnica persistente por percentil (25, 50 y 75).

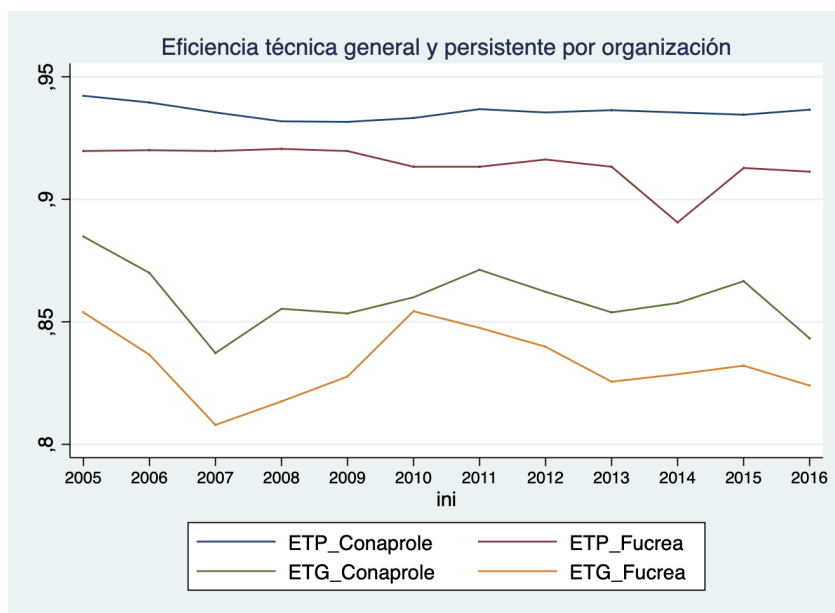


Dado que tenemos dos organizaciones diferentes dentro de la base de datos, con características de los productores diferentes, los sistemas pueden presentar particularidades diferentes y por lo tanto, vamos a comparar el promedio de las eficiencias por organización. En la figura 3 se presentan los valores promedio de cada grupo para las eficiencias técnicas generales y persistentes. Las diferencias entre los dos grupos no son importantes aunque se observa una ventaja en términos de persistencia para los productores que llevan los registros de Conaprole.

Para comprender que implica la eficiencia técnica en términos de la producción elegimos algunos indicadores productivos y económicos que habitualmente se usan para comparar el desempeño de los tambos. En la tabla 8 se presentan los establecimientos por quintiles de eficiencia técnica para los indicadores de producción por hectárea, producción por vaca masa, costo e ingreso de capital por hectárea (dólares constantes de 2017) y concentrado en gramos por litro de leche.

De la lectura de la tabla 8 se destaca que la producción de leche cae a medida que la ET general cae, aunque con la salvedad de que hay rangos de eficiencia para los cuales las diferencias no son significativas. En el caos de la producción individual por vaca masa el promedio de cada rango es estadísticamente diferente entre todos los grupos. Los costos por hectárea en términos constantes no nos permiten registrar diferencias por niveles de eficiencia, sin embargo los niveles de ET si se corresponden con diferentes niveles de ingreso. Para comprender la eficiencia económica hay que estimar

Figura 3: Eficiencia técnica general y persistente promedio de los productores de Conaprole y Fucrea.



la eficiencia con una frontera de costos que permite introducir el efecto precios. Aún así una mayor producción por unidad de superficie podría verse reflejada en los costos. La ausencia de relación parece explicar que la asignación de los recursos de las empresas menos eficientes es inadecuada y que ello sea la causa de la ineficiencia.

Tabla 8: Indicadores por rango de eficiencia técnica general para toda la población

ET general	n	Leche por ha (l/ha)	Leche por VM (l/vm)	Costo US\$/ha	Ingreso US\$/ha	Concent (gr/l)
$\geq 0,880$	179	5251 ^c	6963	2033 ^a	705 ^c	286 ^a
0,858-0,880	173	5048 ^{bc}	6506	2069 ^a	651 ^{bc}	287 ^a
0,832-0,858	174	4641 ^{ab}	6202	2057 ^a	582 ^b	298 ^{ab}
0,796-0,832	173	4527 ^a	5821	2109 ^a	451 ^a	315 ^{bc}
$< 0,795$	173	3750	5216	1946 ^a	371 ^a	331 ^c

La correlación entre eficiencia técnica general y persistente es de 0,68. Dado que la ineficiencia persistente es la que indica cuales son las empresas que presentan problemas estructurales permanentes uno puede pensar que el comportamiento de las empresas por quintil de ETP presente diferencias con la presentada para la ineficiencia general. El ordenamiento entre la ETP y la producción por hectárea no es tan lineal como cuando compara con la ET general (tabla 9). La producción por vaca masa sigue siendo el indicador más explicativo de la eficiencia. El costo por hectárea presenta ciertas

variaciones aunque no hay una relación lineal, en tanto el ingreso mantiene un orden pero con rangos que no se diferencian estadísticamente entre si.

Tabla 9: Indicadores por rango de eficiencia técnica persistente para toda la población

ET general	n	Leche por ha (l/ha)	Leche por VM (l/vm)	Costo US\$/ha	Ingreso US\$/ha	Concent (gr/l)
$\geq 0,942$	176	4635 ^a	6576 ^a	1782 ^a	669 ^b	269 ^a
0,932-0,942	166	5312 ^b	6750 ^a	2363 ^c	620 ^{ab}	315
0,920-0,932	174	4647 ^a	6252	1983 ^{ab}	598 ^{ab}	287 ^a
0,883-0,920	179	4904 ^{ab}	5802	2210 ^{bc}	549 ^a	287 ^a
$< 0,883$	177	3779	5403	1891 ^a	334	359

La eficiencia y el tamaño por superficie o rodeo no tienen una correlación elevada y es además negativa como se observa en la tabla 10. Esta ausencia de correlación o baja correlación negativa se mantiene aún para años particulares comparados con la ET persistente (figura 4).

Tabla 10: Correlación entre eficiencias e indicadores de tamaño

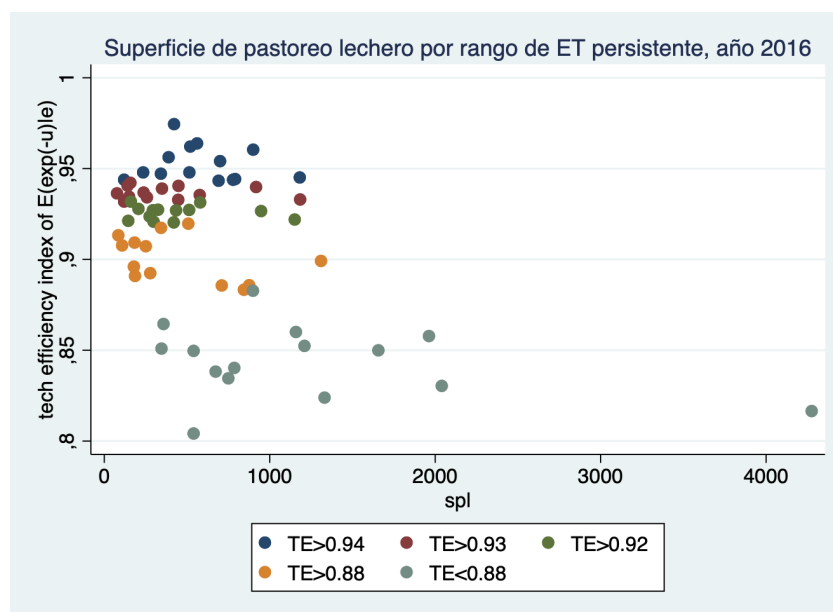
	SPL	VM
ET general	-0,304	-0,299
ET persistente	-0,462	-0,457

La firma que presenta mayor nivel en la eficiencia técnica persistente (0,974) tiene mejores niveles de producción por unidad de superficie y por vaca masa, cosotos más altos que el promedio de su rango, un ingreso similar al promedio de ETP entre 0,88 y 0,92 y un uso de concentrado similar al rango con menor eficiencia.

Tabla 11: Indicadores promedio para el tambo con mayor nivel de eficiencia técnica persistente.

ET persistente	años	Leche por ha (l/ha)	Leche por VM (l/vm)	Costo \$/ha	Ingreso \$/ha	Concent (gr/l)
0,974	9	5790	7691	2564	549	335

Figura 4: Relación entre ET persistente y SPL en el ejercicio 2016/17



4 Conclusiones

El nivel de eficiencia de los tambos para un período de 12 años es en promedio similar al obtenido en otros estudios con un valor promedio de 0,912. En este trabajo el abordaje de la eficiencia permitió descomponerla en dos partes: la eficiencia transitoria o residual que responde a un efecto del año y un componente persistente que indica un nivel de ineficiencia propio de la firma a lo largo el período. A su vez, se capturaron y por lo tanto se separaron de los términos de ineficiencia a los efectos fijos de cada tambo. Esto permite discriminar aspectos estructurales de los tambos de aquellos que reflejan un desvío del potencial productivo dado por una cierta combinación de factores productivos. La productividad de los factores presenta un valor bajo en promedio pero especialmente preocupante en los últimos 5 ejercicios. Esta tendencia de baja productividad afecta el desempeño competitivo de la lechería.

En el grupo de empresas más ineficientes se encuentran las de mayor tamaño, lo que refleja que el manejo de tambos muy extensos o de varios tambos como una sola unidad productiva lleva a ineficiencias persistentes. Las economías de escala si tienen relación con el tamaño según rodeo. La evolución del cambio técnico a lo largo del período muestra una caída constante, lo que refleja un menor nivel de adopción de tecnología, consistente con las tasas de crecimiento de todo el sector en el mismo período.

Queda por trabajar un modelo que considere la eficiencia económica basada en la estructura de costos de las empresas. Las diferencias en los resultados de eficiencia según organización a la que pertenezcan los productores no parece ser relevantes para justificar un análisis de meta-frontera.

Bibliografía

- Bravo-Ureta, B. E., V. H. Moreira, A. Arzubi, E. D. Schilder, J. Álvarez, and C. Molina (2008). Technological change and technical efficiency for dairy farms in three countries of south america. *Chilean Journal of Agricultural Research* 68, 360–367.
- Colombi, R., S. C. Kumbhakar, M. Martin, and G. Vittadini (2014). Closed-skew normality in stochastic frontiers with individual effects and long/short-run efficiency. *Journal of Productivity Analysis* 42(2), 123–136.
- DIEA (2010). *Anuario estadístico agropecuario*. DIEA-MGAP.
- DIEA (2019). *Anuario estadístico agropecuario*. DIEA-MGAP.
- García Suárez, F. and G. Pérez-Quesada (2019). Farm management systems: technical efficiencies differences and technology gap of uruguay’s dairy farms. *Estudios Económicos* 72, 91–115.
- Grau, C., C. Paolino, and M. Fossatti (1995). Eficiencia técnica y comportamiento tecnológico en establecimientos lecheros crea. Technical report, INIA.
- Greene, W. H. (2005a). Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of Productivity Analysis* 23, 7–32.
- Greene, W. H. (2005b). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics* 126(2), 269–303.
- Hernández, A., F. Rincón, and H. Tommasino (2003, Junio). La lechería comercial en el uruguay: contribución a su conocimiento. Technical report, DIEA-MGAP.
- Kumbhakar, S. C. and C. A. Knox Lovell (2000). *Stochastic frontier analysis*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Kumbhakar, S. C., G. Lien, and J. B. Hardaker (2014). Technical efficiency in competing panel data models: a study of norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis* 41(2), 321–337.
- Kumbhakar, S. C. and H.-J. Wang (2005). Estimation of growth convergence using a stochastic production frontier approach. *Economics Letters* 88, 300–305.
- Kumbhakar, S. C., H.-J. Wang, and A. P. Hornecastle (2015). *A Practitioner’s Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*. Cambridge University Press.
- Mattsson, P., J. Mansson, and W. H. Greene (2018). Tfp change and its components for swedish manufacturing firms during the 2008-2009 financial crisis. Working Papers 18-27, New York University, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics, <https://ideas.repec.org/p/ste/nystbu/18-27.html>.
- Pérez-Quesada, G. and F. García Suárez (2018). Technical efficiency measurement: an application on dairy farms in uruguay. *Economía Agraria* 20, 16–29.
- Tsionas, E. G. and S. C. Kumbhakar (2014). Firm heterogeneity, persistent and transient technical inefficiency: A generalized true random effects model. *Journal of Applied Econometrics* 29, 110–132.

Vaillant, M. (1990). Eficiencia técnica en la lechería: en base a un modelo de funciones de producción de frontera tecnológica. Technical report, Comisión Económica para América Latina y el Caribe, ONU.

Wang, H.-J. and C. Ho (2010). Estimating fixed-effect panel data stochastic frontier models by model transformation. *Journal of Econometrics* 157, 286–296.