



Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República

Documentos de Trabajo

**Impactos Sociales en Uruguay de la Liberalización del
Comercio Mundial de la Carne**

Fernando Borraz y Máximo Rossi

Documento No. 08/08
Abril, 2008

Impactos Sociales en Uruguay de la Liberalización del Comercio Mundial de la Carne

**Fernando Borraz (Universidad de Montevideo)
Máximo Rossi (Universidad de la República)¹**

¹ Agradecemos la eficiente colaboración de Francisco García como ayudante de investigación.

Resumen

Este trabajo cuantifica el impacto en los ingresos laborales, el empleo y la pobreza de diferentes escenarios de liberalización comercial del mercado mundial de la carne vacuna. No existe ajuste perfecto de los precios internacionales de la carne a los precios domésticos. Las estimaciones realizadas muestran que sólo 0.76 de un shock de 1 se traslada en el largo plazo a los precios al productor. En cuanto a la distribución del ingreso, solo se observan resultados significativos a partir del escenario de un Tratado de Libre Comercio con Europa mejorando la distribución del ingreso para los hombres y empeorando para las mujeres. Finalmente, no se detectan cambios estadísticamente significativos en la pobreza y las variaciones en el empleo son de poca importancia.

Palabras claves: salarios, empleo, pobreza, liberalización, comercio
Clasificación JEL: D31, I32, F16

Abstract

In this work we quantify the impact of trade liberalization in the global beef markets over labor income, employment and poverty levels in Uruguay. The adjustment of local beef prices after an external shock to the worldwide price levels is imperfect. Estimations indicate that 76% of a certain shock to the export prices is transmitted to the price paid to the local producers. Short-term local price dynamics show that the transmission is pretty low paced

Price changes after trade liberalization imply that men become better off, in particular those who are highly educated and work in the agricultural sector. For the case of women, increases in labor income after trade liberalization are mild. We do not observe poverty impacts after trade liberalization. Additionally, changes in employment levels are almost immaterial. We conclude that income concentration is lower in the case of men and higher for the case of women

Key words: wages, employment, poverty, liberalization, trade
JEL Classification: D31, I32, F16

I. Introducción

El objetivo de este trabajo es cuantificar el impacto en los ingresos laborales, el empleo y la pobreza de diferentes escenarios de liberalización comercial del mercado mundial de la carne bovina.

En una primera etapa se estimará la transmisión de los cambios en los precios mundiales de la carne derivados de distintos escenarios supuestos de liberalización en los precios domésticos. Para ello se utilizará una metodología similar a la desarrollada por Porto (2005) caracterizando a los trabajadores por su nivel educativo y la rama de actividad en la cual están ocupados. En una segunda etapa, usando información de la primera etapa, se calculará el impacto de diferentes escenarios de liberalización comercial en el ingreso laboral de los hogares uruguayos, el empleo y la pobreza.

El trabajo concluye que no existe ajuste perfecto de los precios internacionales de la carne a los precios domésticos. Las estimaciones realizadas muestran que sólo 0.76 de un shock de 1 se traslada en el largo plazo a los precios al productor. En cuanto a la distribución del ingreso, solo se observan resultados significativos a partir del escenario de un Tratado de Libre Comercio con Europa mejorando la distribución del ingreso para los hombres y empeorando para las mujeres. Finalmente, no se detectan cambios estadísticamente significativos en la pobreza y las variaciones en el empleo son de poca importancia.

II. El Sector Cárnico en el Uruguay

La producción ganadera ha sido tradicionalmente uno de los sectores principales de la agricultura uruguaya. La ubicación geográfica del país y su clima entre sub-tropical-templado (en general moderado), permiten que el ganado vacuno y ovino permanezca al aire libre a lo largo de todo el año, a la vez que posibilita la producción de una amplia gama de carnes de la más alta calidad. Hoy en día Uruguay goza del status de Libe de

Aftosa con Vacunación lo que le permite acceder a ciertos mercados de mayor valor que sus vecinos, también exportadores netos de carne, como Argentina, Brasil y Paraguay.

Importancia de la Cadena Cárnica Vacuna para Uruguay

Para tener un panorama de la importancia del sector cárnico cuantificaremos su relevancia. Dicho sector representa el 6% del PBI y aproximadamente un 40% de las exportaciones totales. Es de destacar que las exportaciones son casi tres cuartas partes de la producción y que el sector ocupa el 87% de la superficie nacional. Uruguay con 3,8 cabezas de ganado por habitante es el país del mundo con mayor cantidad de cabezas vacunas por habitante, encontrándose entre los diez principales países exportadores de carne.

Mercado Mundial de la Carne

Si se toma en cuenta a los mayores productores de carne del mundo, casi un cuarto de la producción total de carne está concentrada en Estados Unidos, y más de la mitad de esta si se agrega la producción de Brasil y Argentina. Uruguay se encuentra en el lugar 19 del ranking de la FAO en producción de carne bovina para el año 2005.

Producción Pecuaria

El número de explotaciones pecuarias es de aproximadamente 45.000 con un stock total de 13 millones de cabezas vacunas. La gran mayoría de los campos (84%) son naturales y solo un pequeño porcentaje (16%) de los campos presentan mejoras tecnológicas.

El sistema de producción es extensivo, basado en pasturas naturales y con producción a cielo abierto durante todo el año. Está prohibida por ley la alimentación con proteínas animales y el uso de hormonas o promotores de crecimiento. Es de destacar que el status sanitario del país es como país libre de aftosa con vacunación y que Uruguay es uno de los pocos países que a nivel mundial fue declarado por la OIE como Provisionalmente Libre de EEB (que es la categoría actual de menor riesgo).

La Industria Cárnica

Actualmente Uruguay cuenta con 56 frigoríficos aunque solo 25 tienen habilitaciones para exportar a los mercados más exigentes. Las habilitaciones no son todas iguales y difieren en tipos de productos y mercados a los cuales es posible acceder.

El total de cabezas faenadas en el 2006 fue levemente superior a los dos millones y medio. En cuanto a producto, se destaca la alta participación de novillos y vacas: la faena de novillos representó el 51%, la de vacas el 56%, la de terneros 1% y finalmente la de toros 2%. La extracción es levemente inferior al 20%. Aproximadamente un 70% de la faena tiene como destino la exportación y sólo un 30% el mercado interno.

Los frigoríficos con mayor faena en cabezas y exportaciones en dólares en el 2006 fueron:

	Faena	Exportación
Frig. Las piedras S.A.	225.614	74.596
Establecimientos Colonia S.A.	215.987	70.728
Frig Matadero Carrasco S.A.	206.639	65.653
Pulsa	206.611	29.888
Frigorífico San Jacinto	203.285	73.507
Frig. Tacuarembó S.A.	198.681	63.060
Frig. Canelones S.A.	182.532	55.259
Otros	1.149.189	198.505
Totales	2.588.538	631.196

Miles de USD

Fuente INAC

Es de destacar que en el mercado cárnico existen agentes exportadores intermediarios que exportan más que los propios frigoríficos en forma directa.

	Exportación
Prod. Unidos Coop. Agraria de Res. Ltda.	30.122
Inaler S.A.	18.948
Henil S.A.	8.443
Carne Hereford S.A.	5.338
Octogonal S.A.	5.057
Otros	658.433
Totales	726.341

Miles de USD

Fuente INAC

Existen también intermediarios entre los productores y los frigoríficos, consignatarios, que facilitan los traslados de la hacienda y los pagos entre los mismo, cobrando ellos una comisión del 2,5% a los productores que embarquen a frigorífico y un 1% a estos últimos.

Demanda

Los mercados a los que Uruguay accede con sus productos son variados y están diversificados, donde la estrategia de mercado ha sido siempre la búsqueda de mejor precio aunque sin descuidar los mercados ya conquistados. Por estos motivos, en ciertas oportunidades las cuotas de exportación hacia algunos países no se completan, como por ejemplo en la cuota a EEUU en 1999.

Exportaciones	2000	2006
Nafta	117.630	320.460
Mercosur	60.557	122.189
Unión Europea	73.996	173.520
Resto de Europa	11.069	207.164
Asia	85.108	59.253
Otros	20.730	78.457
Todos	369.090	961.043

Miles de USD

Fuente INAC

III. Metodología

Desde un punto de vista teórico, el impacto de la liberalización del comercial mundial de carnes en los niveles de pobreza, puede ser positivo, negativo o neutro. En un modelo de Heckscher-Ohlin, los salarios de los trabajadores se incrementarán respecto a las rentas del capital (de manera alternativa, los salarios de los trabajadores no calificados se incrementarán respecto a los salarios de los trabajadores no calificados) en un país como Uruguay con abundancia relativa de trabajo (o trabajo no calificado). En ese caso, los trabajadores se beneficiaran en términos relativos a los propietarios del capital y la distribución del ingreso mejorará.

En cambio, bajo un modelo de factores específicos, los trabajadores no pueden reubicarse en industrias intensivas en trabajo y por lo tanto pierden en términos relativos. En este caso los impactos distributivos de la liberalización comercial son ambiguos. Más aún, los estudios empíricos muestran que la brecha salarial entre trabajadores calificados y no calificados puede aumentar luego de la liberalización comercial. Esto puede ocurrir, si por ejemplo, las empresas extranjeras que operan en los países en desarrollo utilizan tecnología que incrementa la demanda por trabajadores calificados. Por lo que en este caso el impacto distributivo es adverso.

Planeamos estudiar la relación entre comercio de carne y pobreza analizando el impacto de la liberalización comercial en dos de los principales mecanismos de transmisión: precios e ingresos. La primera posibilidad es que los precios domésticos cambien ante el nuevo escenario mundial de liberalización comercial de la carne. Los cambios en los precios domésticos afectan a los individuos de diferentes maneras dependiendo de su nivel de capacitación, su rama de actividad, región geográfica, etc. A manera de ejemplo el impacto de los cambios en los precios varían según el porcentaje de consumo de carne de cada individuo en la canasta de consumo, si son productores netos (estancieros o dueños de frigoríficos) o consumidores netos. Una segunda posibilidad es que los nuevos precios afecten el ingreso del hogar. Este efecto es explicado por que la liberalización comercial del sector carne implica una reasignación de recursos entre sectores, resultando en un cambio en el precio de los factores.

Impacto del cambio en los precios internacionales en los precios domésticos

Primeramente, necesitamos estimar el impacto de los nuevos precios internacionales en los precios locales. Es decir, debemos cuantificar que porcentaje de los cambios en los precios internacionales se trasmite a los precios domésticos y en cuánto tiempo. Para ello probaremos la existencia de una relación de cointegración de largo plazo entre los precios internacionales y los domésticos. Dado la reducida superficie de Uruguay y la ausencia de barreras geográficas que segmenten los mercados se constata muy poca dispersión en los precios entre departamentos. Para el año 2005, el precio promedio para el productor

fue de 20.03 con un desvío estándar de 0.28. Los precios domésticos al productor por región iban de un mínimo de 19.1 en el departamento de Montevideo a un máximo de 20.46 en el departamento de Colonia. Por lo anterior, se decidió trabajar con precios a nivel nacional y no desagregados a nivel de departamentos, estimándose la presencia de una relación de cointegración entre los precios internacionales y los precios domésticos. Es decir, se estimará la siguiente regresión:

$$\text{Ln}(P_t) = \beta_0 + \text{Ln}(P_t^*) \beta_1 + \varepsilon_t \quad (1)$$

Para probar la existencia de una relación de cointegración se realizará la prueba ADF sobre los residuos de la ecuación anterior. La ecuación (1) nos permite ver la evolución de largo plazo de los precios domésticos (P_t) e internacionales (P_t^*). El coeficiente β_1 permite determinar dicha relación de largo plazo. Sin embargo, resulta de particular interés analizar que tan rápido se llega a ese equilibrio de largo plazo, es decir, analizaremos la dinámica de corto plazo del modelo mediante la estimación del siguiente modelo de corrección de errores:

$$\text{Ln}(P_t) - \text{Ln}(P_{t-1}) = \alpha + (\text{Ln}(P_t^*) - \text{Ln}(P_{t-1}^*)) \delta + (\text{Ln}(P_{t-1}) - \beta_0 - \text{Ln}(P_{t-1}^*)) \gamma + \varepsilon_t \quad (2)$$

en donde los precios domésticos cambien entre $t-1$ y t por cambios en los precios internacionales en ese período con una respuesta de δ y por el ajuste al equilibrio de largo plazo con una velocidad de γ . De existir una relación de cointegración la estimación de la ecuación (2) es válida pues involucra únicamente variables estacionarias.

Con base a las ecuaciones (1) y (2) se puede obtener el ajuste de los precios locales en n meses luego de un cambio de una vez en los precios mundiales. Si los precios mundiales aumentan un 1% entonces la respuesta de los precios locales es aumentar δ %. En el siguiente período se agrega el término de ajuste de corrección de errores γ . El porcentaje del ajuste de los precios domésticos ante un shock de los precios internacionales puede calcularse mediante la siguiente expresión:

$$\text{meses}_n = \beta_1 - (\beta_1 - \delta)(1 + \gamma)^n \quad (3)$$

Impactos de los precios domésticos en el ingreso laboral

Algunos trabajos en la literatura se focalizan solamente en los efectos distributivos de los cambios de precios luego de la liberalización comercial sin tomar en consideración los efectos sobre el mercado de factores, en especial sobre el mercado laboral. Nuestro plan es cuantificar también el impacto de la liberalización comercial en los ingresos laborales de los individuos. Adicionalmente, estimaremos elasticidades salario-precio. En particular regresaremos el logaritmo del salario de la persona i contra su nivel de educación, variables exógenas que reflejan características de los individuos y del departamento y el logaritmo de los precios domésticos de la carne y su interacción con un subconjunto de las variables explicativas.

El modelo que estudiaremos a nivel del individuo es el siguiente:

$$w_i = \beta_0 + \ln(p_t) \beta + \sum_d D_{d,i} \beta_d + \sum_x X_{x,i} \beta_x + \varepsilon_i \quad (4)$$

donde w_i es el logaritmo del salario real por hora, p son los precios domésticos de la carne, D son variables a nivel del departamento y X son otras características de los individuos. Entre ellas encontramos si es el jefe de hogar, su nivel de educación, estado civil, cantidad de menores a 6 años en el hogar, cantidad de menores entre 6 y 14 en el hogar, rama de actividad, etc.

Debemos destacar que la variable dependiente, w_i es una variable continua inflada en cero pues una fracción no significativa de los individuos (especialmente mujeres) no trabajan y por lo tanto reportan cero como ingreso. La estimación de la ecuación (2) por mínimos cuadrados ordinarios brinda estimadores sesgados e inconsistentes del impacto de los precios de la carne y características de los individuos y los departamentos en los salarios. Una manera de resolver este problema es estimado la ecuación (2) mediante un modelo Tobit por máxima verosimilitud. Una segunda solución es obtener una estimación del factor de corrección por sesgo de selección a partir de la estimación mediante un modelo probit de una ecuación de participación laboral e incorporar dicho término en la ecuación de salarios (2) pero usando información únicamente de individuos con salarios

positivos. Una tercera metodología para estimar la ecuación (2) es usando el “censored least absolute deviation estimator” (CLAD) de Powell (1984).

Existen dos problemas importantes con la anterior estimación del modelo Tobit. El primer problema es que se restringe que las variables que derivan la decisión de participar tengan el mismo efecto cualitativo en los salarios recibidos. En determinadas ocasiones se trata de un supuesto razonable, pero en muchos casos tenemos sólidos argumentos para esperar que los factores que explican la propensión a participar y los salarios sean diferentes. El segundo problema es que se precisa asumir que la distribución del término de error es normal, lo que no es obvio que se de en la práctica. Por las anteriores razones re-estimamos la decisión de participar y los salarios usando el método en dos etapas de Heckman.

Finalmente, estimamos la ecuación de salarios usando el método CLAD de Powell (1984). La principal ventaja de dicho estimador es que no precisa asumir que el término de error en la ecuación (2) se distribuye normal sino que alcanza con suponer que tiene mediana cero. Por lo tanto dicho método no supone forma funcional específica sobre el término de error.

IV. Datos

La información sobre características de los individuos tiene como base la *Encuesta Continua de Hogares* (ECH) efectuada por el *Instituto Nacional de Estadística* (INE) con frecuencia anual desde 1991 al 2005. La ECH es la principal encuesta de hogares en Uruguay. Se realiza entrevistando aproximadamente a 40000 personas promedio por año de 15000 hogares. La ECH contiene información sobre educación, salud y situación laboral de cada miembro del hogar. En el presente trabajo agrupamos los datos de las encuestas de los años 1991, 1995, 2000 y 2005. Todas las variables en pesos uruguayos (salarios, precios domésticos de la carne, etc.) fueron convertidas a términos reales mediante el índice de precios al consumidor mensual del INE. Se presentan en Tablas 1 y

2 las estadísticas descriptivas de las personas para las distintas variables consideradas en los modelos.

La información de precios de la carne al productor tiene como fuente el *Instituto Nacional de Carnes* (INAC). En Uruguay hay dos maneras de determinar el precio del ganado cuando arriba al frigorífico. La primera es pesar al animal y luego multiplicar su peso en kilos por el precio en primera balanza. La segunda forma de fijar el precio es pesar al animal luego de la faena (la carcasa) y multiplicar esos kilos por el precio en segunda balanza. Es fácil percibir que el precio en primera balanza es menor que el precio en segunda balanza y la relación entre ambos precios es el rendimiento del animal luego de faenado. Para este trabajo usaremos el precio en primera balanza para incluir de manera implícita el rendimiento promedio del animal, el peso relevante para la industria y el pago promedio de la industria a los productores.

V. Resultados Empíricos

Comenzamos presentando los resultados de las estimaciones de la transmisión de precios. A continuación mostramos los efectos sobre participación laboral y salarios.

V.1 Transmisión de precios

Buscamos determinar si existe una relación estable y de largo plazo, es decir si hay cointegración entre los precios domésticos a los productores y los precios internacionales de la carne. Para ello primero estudiamos la estacionariedad de las series de precios mediante la prueba aumentada de Dickey Fuller de raíces unitarias (ADF). La tabla 2 presenta los resultados de la prueba ADF para las series en niveles y en diferencia. Para realizar la prueba se comenzó con el caso general de un modelo con constante y tendencia hasta llegar al caso particular de un modelo sin constante. Para las series de precio en logaritmos al productor, de exportación, de exportación de Brasil y de exportación de Nueva Zelanda no se puede rechazar la hipótesis nula de existencia de al

menos una raíz unitaria. Por lo tanto se realizó nuevamente la prueba ADF para las primeras diferencias de los logaritmos de los precios, es decir, para las tasas de crecimiento. Al 1% de significación se puede rechazar que los precios diferenciados tienen una raíz unitaria, por lo que concluimos que la serie en niveles es integrada de orden 1, por lo que se está trabajando con series de tiempo no estacionaras y se procedió a estimar la existencia de una relación de cointegración entre precios domésticos y precios internacionales. Se estimaron 3 relaciones de cointegración entre los precios domésticos y cada uno de los precios internacionales considerados: de exportación de Uruguay, de exportación de Brasil y de exportación de Nueva Zelanda. En la Tabla 3 se presentan los resultados para la prueba de cointegración de los precios promedios reales domésticos al productor y los precios reales de exportación de Uruguay. Se destaca la existencia al 1% de una relación de cointegración entre ambos precios. Por lo tanto podemos concluir que en el largo plazo los precios domésticos y los internacionales se mueven conjuntamente. El coeficiente β_1 de la ecuación (1) que capta la relación de largo plazo es 0.76. Se destaca que no existe una transmisión perfecta de precios pues dicho coeficiente es estadísticamente significativo diferente de 1.

También se estimó un modelo de corrección de errores para analizar la dinámica de corto plazo de los precios. El ajuste al equilibrio de largo plazo demora 4 años, por lo que se trata de un proceso de ajuste lento. En tres meses los precios sólo logran absorber un tercio del efecto de largo plazo. En un año se absorben dos tercios del efecto de largo plazo. Por lo que podemos concluir que el ajuste de los precios al productor ante cambios en los precios internacionales ocurren a una muy baja velocidad.

V.2 Estimaciones de Modelos de Selección

Se realizaron las estimaciones de los modelos de salario por el procedimiento de Heckman para el total de las personas y en separado para hombres y mujeres. Como se observa (las estimaciones se presentan al final del documento) presentan resultados con niveles de significación adecuados y con los signos esperados. Si bien no se utilizarán en

esta instancia se presentan también los efectos marginales de las distintas variables sobre salarios y sobre la variable de selección.

Los resultados que se obtienen en los modelos separados para hombres (Tabla 4) y mujeres (Tabla 5) muestran y adelantan algunos de los resultados que después se destacan en los resultados de la simulación: el impacto de los precios de la carne sobre el salario son significativos pero tienen un signo distinto para hombres y mujeres. Para mujeres dicho impacto es negativo y para los hombres positivo y además el efecto marginal en el caso de los hombres es significativamente mayor.

En el caso de la variable de selección el impacto es positivo tanto para hombres como para mujeres, pero nuevamente en el caso de los hombres el efecto marginal del precio de la carne es mucho más importante.

El efecto total está afectado también por las interacciones que se estimaron entre distintas variables y el precio de la carne. Se observan varias interacciones significativas pero con diferente signo.

Las estimaciones de la ecuación de salarios realizadas por el método de Powell no resultaron cualitativamente diferentes a las obtenidas por el método de Heckman por lo tanto solo se consideraron éstas últimas al realizar las simulaciones.

VI. Simulación de una suba del precio internacional de la carne

Las simulaciones realizadas por Marcelo Olarreaga (2006) muestran que Doha bajo un escenario normal (escenario 1) daría una suba de precios de 1.3 por ciento. Si consideramos un escenario más ambicioso la suba sería 3.9 por ciento (escenario 2). Por otra parte bajo un tratado de libre comercio con Europa los precios subirían un 5.6 (escenario 3) por ciento y con Estados Unidos un 7.6 por ciento (escenario 4). La combinación de un acuerdo preferencial con Estados Unidos y con Europa elevaría los precios un 13.2 (escenario 5).

Por lo tanto en el presente documento se analizan los impactos de una suba del precio internacional de la carne en los distintos escenarios señalados. En términos generales se constata que recién a partir del tercer escenario (Tratado de Libre Comercio con Europa) hay impactos estadísticamente significativos.

Las simulaciones realizadas para el escenario cuatro de un Tratado de Libre Comercio con Estados Unidos que elevaría los precios internacionales de la carne un 7.6% muestra que los impactos de los cambios en los precios de la carne sobre el salario son cualitativamente diferentes para hombres y mujeres (Tabla 6). Para todos los hombres independientemente de su sector de actividad y nivel educativo, el aumento de los precios de la carne se traduce en mayores salarios. Sin embargo, los más beneficiados son los hombres en el sector agropecuario con educación alta.

En cambio para las mujeres, se bien el efecto es positivo tanto en el sector agropecuario, frigorífico y otras industrias, en el caso del sector agropecuario es sensiblemente menor al efecto para los hombres. En cambio la pérdida para las mujeres es relativamente importante en el caso de otros sectores. Estos resultados se explican por la baja representación de las mujeres en el empleo agropecuario (aproximadamente 20%) y su menor nivel educativo.

En las simulaciones realizadas para medir el impacto en desigualdad y pobreza se observa que en ningún escenario hay cambios significativos en los niveles de pobreza² (Tabla 7). En cambio, se observan variaciones en la desigualdad en la distribución del ingreso medida por los coeficientes de Gini y Theil en los escenarios tercero a quinto: disminuye la concentración del ingreso en los hombres y aumenta la concentración del ingreso en las mujeres.

Por último, la Tabla 8 presenta el cambio en la probabilidad de estar empleado para el tercer escenario de un Tratado de Libre de Comercio con Estados Unidos observando que

² Se tomo como línea de pobreza a efectos de la estimación de los índices de pobreza la mitad del ingreso medio en el año de referencia y en cada escenario respectivamente.

los cambios son pequeños, son fracciones de un punto porcentual. Los cambios son negativos para el caso de los hombres empleados en el sector agropecuario y las mujeres empleadas en otros sectores y positivos para el resto de los casos.

VII. Conclusiones

No existe ajuste perfecto de los precios internacionales de la carne a los precios domésticos. Las estimaciones realizadas muestran que sólo 0.76 de un shock de 1 se traslada en el largo plazo a los precios al productor. La dinámica del corto plazo también muestra un ajuste muy lento de precios. En un año sólo se ajustan los precios por dos tercios del ajuste de largo plazo. Luego del cambio de precios por la liberalización comercial, en los distintos escenarios, los hombres reciben mayores salarios, especialmente los más educados en el sector agropecuario y en el caso de las mujeres los aumentos son mucho más pequeños y llegan a ser negativos para aquellas que se encuentran empleadas en otros sectores de actividad.

En cuanto a la distribución del ingreso, solo se observan resultados significativos a partir del escenario de un Tratado de Libre Comercio con Europa mejorando la distribución del ingreso para los hombres y empeorando para las mujeres.

Por último no se observan cambios estadísticamente significativos en la pobreza y las variaciones en el empleo son de poca importancia.

Referencias

Deaton, A. (1997). "The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy". The John Hopkins University Press.

Instituto Nacional de Carnes. Varios Años. Anuario Estadístico.

Krivos, E. and Olarreaga, M. (2005). "Sugar prices, labour income and poverty in Brazil" CEPR Discussion Paper Serie No. 5383,

Ollarreaga, M. (2006). "Estimating changes in the export price of meat received by Uruguayan exporters under different trade shocks" The World Bank Group.

Picerno, A. Antía, F. Sader, F. (2000) "Índice de encadenamiento, Sectores claves y multiplicadores sectoriales" Anuario de OPYPA.

Porto, G. (2005). Journal of International Economics. "Informal export barriers and poverty". 66(2).

Powell, J. (1984). "Least absolute deviations estimation for the censored regression model". Journal of Econometrics 25:3.

TABLA 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS					
Variable	Observaciones	Promedio	Desvío Estándar	Mínimo	Máximo
log(salario_hora)	61097	6.71	0.82	-2.05	12.08
precio_carne	114690	8.04	1.61	6.01	11.89
Mujer	114692	0.53	0.50	0	1
Educación	114692	9.68	3.82	0	22
Edad	114692	35.44	11.04	18	55
Edad Cuadrado	114692	1377.57	799.94	324	3025
Casada	114692	0.60	0.49	0	1
dummy5	114692	0.39	0.71	0	7
dummy6a13	114692	0.57	0.86	0	7
Montevideo	114692	0.52	0.50	0	1
frontera	114692	0.18	0.39	0	1
sur	114692	0.21	0.41	0	1
formal	114692	0.34	0.47	0	1
empleado	114692	0.66	0.47	0	1
auto_empleado	114692	0.18	0.38	0	1
dummy_pecuario	114692	0.02	0.13	0	1
dummy_frig	114692	0.03	0.18	0	1
dummy_otra~ind	114692	0.08	0.27	0	1
yr1991	114692	0.26	0.44	0	1
yr1995	114692	0.27	0.44	0	1
yr2000	114692	0.25	0.43	0	1

Fuente: ECH del INE de 1991, 1995, 2000 y 2005.

Tabla 2. Prueba Aumentada de Dickey Fuller de Raíces Unitarias		
	Niveles	Diferencias
Precios al productor domésticos	-3.01	-5.47***
Precios de exportación	-1.63	-3.86***
Precios de exportación Brasil	-1.99	-7.43***
Precio de exportación a USA de Nueva Zelanda	-1.6	-10.48***

Nota: *** indica que la hipótesis nula de raíz unitaria se rechaza al 1%, ** indica rechazos al 5% y * al 1%. Los valores críticos son -3.14 al 10% -3.43 al 5% y 4.00 al 1%. La cantidad de rezagos se determino según el criterio de Akaike.

Tabla 3. Prueba de Cointegración de Engle-Granger				
<i>Variable dependiente: precios domésticos promedio al productor</i>				
Variable	Coefficiente	Error Std.	Ratio-t	Prob.
Constante	0.35	0.10	3.45	0.0007
Precios exportación Uruguay	0.76	0.04	21.35	0
Prueba ADF sobre los residuos			-6.10	0.0000
El valor crítico al 1% es 4.				
Modelo de Corrección de errores				
Constante	0.00	0.00	0.89	0.38
Ajuste inmediato	0.22	0.06	3.91	0.00
Ajuste al largo plazo	-0.06	0.04	-1.69	0.09
Velocidad de ajuste				
3 meses	0.32			
6 meses	0.40			
1 año	0.51			
1 año y medio	0.59			
2 años	0.65			
3 años	0.71			
4 años	0.75			

**Tabla 4: Estimación ecuación de salarios según
Modelo de Heckman: Hombres**

Variables explicativas	Ecuación de	
	Log Salarios	Participación
precio_carne	0.1557 (0.0843)*	0.2238 (0.0506)***
p_educacion	-0.0008 (0.0006)	-0.0034 (0.0016)**
p_pecuario	0.0182 (0.0118)	-0.0685 (0.0296)**
p_frigo	0.0087 (-0.0087)	-0.0034 (0.0265)
p_indo	-0.0005 (0.0067)	0.0205 (0.0197)
p_employed	-0.1398 (0.0835)*	-0.1815 (0.0444)***
p_auto_emp	-0.0257 (0.0985)	-0.0752 (0.0517)
p_edad	-0.0003 (0.0002)*	0 (0.0005)
educacion	0.0682 (0.0046)***	0.0583 (0.0132)***
edad	0.0835 (0.0032)***	0.0881 (0.0075)***
edad2	-0.0008 (0.0000)***	-0.0012 (0.0001)***
casado	0.3165 (0.0100)***	0.4672 (0.0245)***
montevideo	0.2321 (0.0122)***	-0.1491 (0.0340)***
frontera	-0.0731 (0.0134)***	-0.0059 (-0.0379)
sur	0.1529 (0.0129)***	-0.0657 (0.0367)*
formal	0.4404 (0.0124)***	0.8318 (0.0214)***
empleado	2.3166 (0.8185)***	4.7815 (0.4226)***
auto_emp	0.0348 (-0.9433)	-0.2264 (-0.4891)
dummy_pecuario	-0.2864 (0.0984)***	0.3489 (-0.2495)
dummy_frig	-0.0327 (0.0738)	-0.2406 (0.2178)
dummy_otra_ind	-0.0237 (0.0581)	-0.4393 (0.1643)***
yr1991	0.4929 (0.0102)***	-0.5169 (0.0356)***
yr1995	0.4939 (0.0143)***	-0.6067 (0.0452)***
yr2000	0.4705 (0.0166)***	-0.8516 (0.0478)***
menora6		0.0412 (0.0148)***
menor6a13		-0.001 (0.0113)
Constant	1.1367 (-0.8371)	-5.4313 (0.4775)***
Observations	33428	54304

Standard errors in parentheses
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

**Tabla 5: Estimación ecuación de salarios según
Modelo de Heckman: Mujeres**

Variables explicativas	Ecuación de	
	Log Salarios	Participación
precio_carne	-0.2484 (0.0912)***	0.1372 (0.0501)***
p_educacion	-0.0012 (0.0007)*	-0.0051 (0.0013)***
p_pecuario	0.0789 (0.0392)**	0.0353 (0.055)
p_frigo	0.0259 (0.0148)*	0.0452 (0.0263)*
p_indo	0.0043 (0.0094)	0.072 (0.0163)***
p_empleado	0.2786 (0.0902)***	-0.0513 (0.0446)
p_auto_emp	0.2753 (0.1159)**	-0.0096 (0.0574)
p_edad	-0.0007 (0.0002)***	-0.0016 (0.0005)***
educacion	0.0926 (0.0057)***	0.0979 (0.0103)***
edad	0.0717 (0.0038)***	0.1269 (0.0068)***
edad2	-0.0007 (0.0000)***	-0.0014 (0.0001)***
casado	-0.0034 (0.0102)	-0.5424 (0.0177)***
montevideo	0.3992 (0.0151)***	-0.1365 (0.0287)***
frontera	-0.0095 (0.0173)	-0.1001 (0.0322)***
sur	0.2311 (0.0167)***	-0.1489 (0.0311)***
formal	0.5561 (0.0171)***	1.4087 (0.0215)***
empleado	-2.0718 (0.8687)**	3.8726 (0.4182)***
auto_emp	-2.7428 (1.1002)**	-0.2533 (0.5365)
dummy_pecuario	-0.8121 (0.3256)**	-0.9127 (0.4496)**
dummy_frig	-0.0687 (0.1274)	-1.0411 (0.2163)***
dummy_otra_ind	-0.1149 (0.0819)	-1.2091 (0.1370)***
yr1991	0.4871 (0.0134)***	-1.0008 (0.0370)***
yr1995	0.5084 (0.0184)***	-1.0965 (0.0430)***
yr2000	0.5503 (0.0202)***	-1.2687 (0.0446)***
(sum) menora6		-0.1133 (0.0108)***
(sum) menor6a13		(0.015) (0.0091)*
Constant	5.0321 (0.8861)***	-5.3332 (0.4697)***
Observations	27669	60386

Standard errors in parentheses

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Tabla 6: Variación porcentual de salarios por efecto de un Tratado de Libre Comercio con Estados Unidos
Por Sector de Actividad y Nivel Educativo

	Educación		
	Baja	Media	Alta
<i>Hombres</i>			
<i>Sector</i>			
Agropecuario	2.16	3.23	3.81
Industria Frigorífica	0.73	0.76	0.61
Otras Industrias	0.86	0.91	0.98
Otros Sectores	1.85	1.73	1.71
<i>Mujeres</i>			
<i>Sector</i>			
Agropecuario	0.96	0.17	0.50
Industria Frigorífica	0.58	0.65	0.45
Otras Industrias	1.34	1.10	0.95
Otros Sectores	-4.36	-3.69	-3.37

Nota: Estimado en base a los resultados de las tablas 4 y 6.
 Educación baja representa menos de 9 años de educación.
 Educación media entre 9 y 12. Educación alta más de 12 años.

**Tabla 7: Impactos en Desigualdad y Pobreza
de Diferentes Escenarios de Liberalización del Sector Carnes**

	Esc. Base	Esc. 1 1.3%	Esc 2. 3.9%	Esc. 3 5.6%	Esc. 4 7.6%	Esc. 5 13.2%
<i>Desigualdad</i>						
Gini Hombres	0.4052	0.4043	0.4023	0.4010*	0.3995*	0.3953*
Theil Hombres	0.2662	0.2649	0.2621	0.2603*	0.2582*	0.2523*
Gini Mujeres	0.3513	0.3525	0.3549	0.3565*	0.3584*	0.3638*
Theil Mujeres	0.2004	0.2018	0.2048	0.2067*	0.2091*	0.2159*
<i>Pobreza</i>						
Ratio de pobres (P0)	0.2969	0.2971	0.2968	0.2968	0.2970	0.2972
Brecha de Pobreza (P1)	0.1168	0.1169	0.1172	0.1175	0.1177	0.1185
Brecha de Pobreza Cuadrada (P2)	0.0604	0.0606	0.0610	0.0613	0.0617	0.0629
Nota: * indica que es significativamente al 5% distinto del coeficiente para el escenario base.						

Tabla 8: Cambios en la probabilidad de estar empleado por efecto de un Tratado de Libre Comercio con Estados Unidos

	Educación		
	Baja	Media	Alta
<i>Hombres</i>			
<i>Sector</i>			
Agropecuario	-0.28	-0.24	-0.13
Industria Frigorífica	0.15	0.05	0.00
Otras Industrias	0.30	0.20	0.13
Otros Sectores	0.22	0.15	0.14
<i>Mujeres</i>			
<i>Sector</i>			
Agropecuario	0.29	0.15	0.03
Industria Frigorífica	0.47	0.34	0.09
Otras Industrias	0.61	0.50	0.28
Otros Sectores	-0.04	-0.13	-0.24

Nota: Estimado en base a los resultados de las tablas 4 y 6.