

# Un análisis de las variaciones de precios diarias en el Mercado de Liniers

## Resumen

A pesar de la importancia como mercado de referencia para la ganadería vacuna argentina, pocos estudios ha examinado el comportamiento de las variaciones de los precios diarios en las categorías comercializadas en el Mercado de Liniers. Dado esto, el objetivo de este trabajo es aportar información sobre la incidencia de variables seleccionadas sobre los cambios en los precios diarios en este mercado en de las categorías con mayor ingreso diario. Para ello, un Modelo Logístico Multinomial es usado para predecir la incidencia de dichas variables sobre los cambios en las probabilidades de suba, baja o igualdad de los precios promedios con respecto al día hábil anterior. Los resultados evidencian que los días de la semana, los niveles de concentración de los compradores, la variación en el número de cabezas y el comportamiento de la plaza el día hábil anterior son importantes en la predicción de las variaciones de precios diarias. Implicancias de los resultados, como así también algunas de las limitaciones del modelo son analizadas.

## Palabras clave

- Mercado de Liniers
- precio ganado vacuno
- modelo logístico multinomial

## Abstract

Despite its important as referent market in the Argentine beef cattle chain, few studies have examined the performance of this market regarding to up and down in daily average prices of beef cattle. The main objective of this study is to examine the incidence of some selected variables on daily price changes in one of the most important cattle category in Liniers. The methodology involves the use of a multinomial logit model. Results show that the days of the week, concentration level of buyers, changes in cattle numbers and market behavior the day before, play a significant role in predicting daily price variations. Implications of the results and limitations of the model are analyzed.

## Key words

- Liniers Auction Market
- beef cattle price
- multinomial logit model

## 1. Introducción

Los productores ganaderos cuentan con diferentes canales para la comercialización de hacienda vacuna con destino a faena. Dentro de los más importantes, se puede mencionar a los mercados concentradores, los remates ferias regionales y la venta directa a los frigoríficos, ya sea con o sin la intervención de consignatarios de hacienda.

La participación de los canales de comercialización en la hacienda vacuna con destino a faena ha ido variando a través de los años, aumentando el uso de las ventas directas en detrimento de los otros canales. Durante el año 2005 ha sido la siguiente: 45% venta directa sin la intervención de consignatarios, 21% directa con la intervención de un consignatario, 19% mercados concentradores, de los cuales el mercado de Liniers representa el 17%, remates ferias el 7% y otras formas de comercialización<sup>(1)</sup> el 8% (ONCCA, 2005).

Si bien de los datos anteriores se puede apreciar que por el mercado concentrador de Liniers se comercializan cerca del 20% de los animales que van a faena, esta cifra constituye aproximadamente el 50% de la faena de Buenos Aires (Aguirre Urreta, 2006) Además, este mercado ha estado cumpliendo por décadas un rol fundamental que es el ser formador y orientador de precios en las transacciones de hacienda vacuna a nivel nacional.

No obstante, en los últimos tiempos se ha cuestionado la transparencia de la operatoria de este

mercado concentrador. Por un lado se defiende su importancia como mercado formador de precios para el resto del país, donde hay un libre juego de la oferta y la demanda. Por el otro, se pone en duda su transparencia y se han sugerido y llevado a cabo modificaciones en su operatoria para corregir ciertas falencias que atentaban contra la misma.

A pesar de su importancia como mercado de referencia de los precios de hacienda vacuna a nivel nacional y de los cuestionamientos a favor y en contra de su operatoria, poco se ha investigado sobre las variables, ya sea económicas, estacionales u otras, que inciden en la formación de los precios diarios que se pagan en las diferentes categorías comercializadas. Poco se sabe del porqué de las subas y bajas en los precios diarios en dicho mercado.

Por lo expuesto anteriormente, este estudio tiene como objetivo general conocer la incidencia de variables seleccionadas sobre los cambios en los precios diarios en Liniers de los novillos mestizos especiales y buenos, una de las categorías con mayor ingreso diario. La hipótesis básica con la que se trabaja es la siguiente: La probabilidad de cambios en el precio promedio diario de los novillos entre 400-420 kilogramos que se comercializan en Liniers depende de variables temporales, del grado de concentración de los compradores y el comportamiento del mercado, así como de la variación de la cantidad y calidad de los animales subastados.

(1) Otras formas de comercialización abarcan las ventas realizadas por: "Consignatario directo", denominándose así a quien recibe ganados de los productores para su faena y posterior venta de las carnes, productos y subproductos resultante, por cuenta y orden de remitente; "Directo con intervención", (igual a la venta directa pero con la intervención de un consignatario y "Estancia a fijar" que es igual a la venta directa pero el precio se fija según el porcentaje de rendimiento de la hacienda una vez faenada.

Para probar la misma se utilizará un modelo Multinomial Logit, el cual nos permite ver los cambios en las probabilidades de ocurrencia de las variables seleccionadas.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. La sección siguiente explica la metodología y características del modelo a ser usado en el análisis. Luego, se presenta la descripción de los datos a utilizar. Los resultados empíricos son discutidos seguidamente, incluyendo algunos indicadores sobre la habilidad predictiva del modelo. Siguen las conclusiones e implicancias de los resultados, incluyendo una breve discusión de las limitaciones de este estudio.

## 2. Metodología

### 2.1. El Modelo Multinomial Logia

Los modelos multinomiales son una extensión de los modelos de respuesta binaria (Logit y Probit), en el cual se tiene más de dos resultados en la variable dependiente a diferencia de estos últimos. El Modelo Multinomial Logit<sup>(2)</sup> (MNL) es usado generalmente en situaciones donde las personas o individuos confrontan con elecciones no ordenadas involucrando la simple decisión de dos o más alternativas<sup>(3)</sup> (Theil, 1969; McFadden, 1974). La estimación del modelo genera resultados sobre la probabilidad de que alguna de las alternativas pueda ser elegida. Wooldridge (2002) y Greene (1993) proveen una extensiva revisión sobre este modelo.

Si bien el análisis en este trabajo no se centra en alternativas de elección, se usa y adapta el Modelo Multinomial Logit para analizar las probabilidades de subas, bajas o estabilidad en el precio diario pagado en Liniers respecto del día hábil anterior. En

consecuencia, la variable dependiente se transforma en una variable categórica, teniendo un modelo que corresponde a valores discretos de 0 a  $J-1$ , donde  $J$  refiere al máximo número de alternativas.

Debido a que la variable dependiente corresponde a valores discretos, la probabilidad de que la  $j^{\text{ava}}$  alternativa (suba, baja o igualdad) ocurra, condicionado a las características de la operatoria diaria, puede ser investigada mediante el uso de este modelo.

En general, el interés en los modelos multinomiales está centrado en cómo, ceteris paribus, cambios en las variables independientes afectan la respuesta en las probabilidades,  $P(y=j | \mathbf{x})$ ,  $j = 0, 1, 2, 3, \dots, J$ . Dado que las probabilidades deben sumar 1,  $P(y=0 | \mathbf{x})$  es determinado una vez que conocemos las probabilidades para  $j = 1, 2, \dots, J$ .

Considerando a un vector  $\mathbf{x}$  de dimensiones  $I \times K$  con los primeros elementos igual a la unidad, el Modelo Multinomial Logit tiene las respuestas de probabilidades como:

$$P(y=j | \mathbf{x}) = \exp(x\beta_j) / \left[ 1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_h) \right], \quad j=1, \dots, J \quad (1)$$

Donde  $\beta_j$  es  $K \times 1$ ,  $j = 1, \dots, J$

$$P(y=0 | \mathbf{x}) = 1 / \left[ 1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_h) \right] \quad (2)$$

Cuando  $J=1$ ,  $\beta_1$  es el  $K \times 1$  vector de parámetros desconocido y obtenemos el modelo logit binario. Los efectos parciales del modelo multinomial son complicados. Para una variable continua, se puede escribir como:

(2) El modelo Multinomial más común es el Logit, aunque versiones Probit de este modelo son teóricamente posibles, problemas de computación e identificación limitan su uso.

(3) Para alternativas ordenadas en la variable dependiente, se debe estimar los modelos multinomiales de respuesta ordenada

$$\frac{\partial P(y=1 | x)}{\partial x_k} =$$

$$P(y=j | x) \left\{ \beta_{jk} - \left[ \sum \beta_{hk} \exp(\alpha\beta_h) \right] / g(x, \beta) \right\} \quad (3)$$

Donde  $\beta_{hk}$  es el elemento  $k^{\text{th}}$  de  $\beta_h$  y  $g(x, \beta) = 1 + \sum_{h=1}^J \exp(\alpha\beta_h)$ . La ecuación (3) muestra que aún la dirección de los efectos no es determinada enteramente por  $\beta_{jk}$ . Una interpretación más simple de  $\beta_j$  es dada por

$$p_j(x, \beta) / p_0(x, \beta) = \exp(x, \beta_j) \quad (4)$$

Donde  $p_j(x, \beta)$  denota la respuesta de probabilidad en la ecuación (1). Por ello, el cambio en  $p_j(x, \beta) / p_0(x, \beta)$  es aproximadamente  $\beta_{jk} \exp(x, \beta) \Delta x_k$  para variables continuas  $x_k$ . De manera equivalente, la relación del logaritmo de las probabilidades es lineal en  $x$ :  $\log [p_j(x, \beta) / p_0(x, \beta)] = x\beta_j$ . Este resultado se extiende de manera general para  $j$  y  $h$ :  $\log [p_j(x, \beta) / p_h(x, \beta)] = x(\beta_j - \beta_h)$ . A su vez, existe otra característica del modelo MNL. Dado que  $P(y=j \text{ o } y=h) = p_j(x, \beta) + p_h(x, \beta)$ ,

$$\begin{aligned} P(y=j | y=j \text{ o } y=h, x) &= p_j(x, \beta) \\ [p_j(x, \beta) + p_h(x, \beta)] &= \Lambda(x(\beta_j - \beta_h)) \end{aligned} \quad (5)$$

Siendo  $\Lambda(\cdot)$  la función logística. En otras palabras, condicionado sobre elección de ser  $j$  o  $h$ , la probabilidad de que el resultado  $j$  sigue una distribución logit estándar con un vector de parámetros  $\beta_j - \beta_h$ .

Dado que se ha especificado completamente la densidad de  $y$  dado  $x$ , la estimación del modelo MNL es llevado a cabo de mejor manera mediante máxima verosimilitud. Para cada  $i$ , el logaritmo de la verosimilitud condicional puede ser escrito como

$$\lambda_i(\beta) = \sum_{j=0}^J 1[y_i = j] \log [p_j(x_i, \beta)] \quad (6)$$

donde la función indicador selecciona la apropiada respuesta de probabilidad para cada observación  $i$ . Usualmente, se estima  $\beta$  maximizando la sumatoria del logaritmo de la verosimilitud. McFadden (1974)

ha demostrado que la función del logaritmo de la verosimilitud es globalmente cóncava, y este hecho hace que el problema de maximización sea directo. Las condiciones necesarias para la aplicación de las propiedades de consistencia y normalidad asintótica de los estimadores obtenidos por máxima verosimilitud son satisfechas (McFadden, 1984). La estimación del MNL requiere del uso de programas estadísticos especializados. Para este análisis, se usa el programa STATA.

## 2.2. Especificación del modelo

La variable dependiente en el modelo considera las variaciones del precio pagados por la categoría novillos mestizos especiales y buenos entre 400-420 kilogramos. En este análisis, las variaciones son clasificadas en: **a)** Subas, **b)** Bajas, **c)** Igualdad del precio promedio respecto al día anterior.

Como explicativas se incluyen variables temporales, de concentración de compras y comportamiento del mercado, así como de variación en la cantidad y calidad de los animales subastados.

Dentro de las variables temporales se especifican: **a)** los días de la semana en que se realizan operaciones, y **b)** la estación del año a que corresponden las mismas. Los días de la semana son incluidos en el modelo como variables binarias, sin considerar el día jueves por la escasa actividad que se registra en el mercado ese día. Dado esto, se tienen cuatro variables que corresponden a los días lunes, martes, miércoles y viernes. La estacionalidad también es incluida en el modelo como variables binarias, teniendo en cuenta las cuatro estaciones del año. Es decir, que el primer trimestre abarca los meses entre enero y marzo, el segundo entre abril y junio, el tercero entre julio y septiembre y el cuarto entre octubre y diciembre.

Las variables que reflejan la concentración de las compras son el nivel de concentración de los compradores, medido por índices en porcentajes y la que representa el comportamiento del mercado es la tendencia del día anterior. Los índices de concentración detallan el porcentaje de compra de cabezas

de animales por parte de los compradores, respecto al total ingresado. En el modelo se incluye el porcentaje correspondiente al comprador más importante y el de los 10 primeros.

El comportamiento de la plaza del día anterior se incluye como variable binaria, con la creación de cuatro variables: a) si la plaza estuvo floja (variación menor a -0,05 centavos), b) encalmada (variación negativa entre 0 y -0,05 centavos), c) animada (variación entre 0 y 0,05 centavos) y d) sostenida (variación mayor a 0,05 centavos). Con ellas se busca examinar si lo que pasó el día anterior tiene efecto sobre la variación de precio del día siguiente.

Para cambios en la cantidad de cabezas subastadas, se incluyó la variación total de la suma de la categoría analizada más las dos adyacentes (novillos buenos y especiales y novillos 420-440) con respecto al día anterior.

Por último, por no encontrarse datos específicos sobre la calidad de los animales vendidos, se incluyó como proxy en el modelo la variación entre el precio máximo y mínimo promedio diario pagado a la categoría analizada. La mayor dispersión se toma como indicador de mayor diferencia de calidades

### 2.3. Datos

Se utilizaron datos diarios correspondientes al período entre enero 2003 a diciembre 2005, totalizando 588 observaciones para el análisis. No se incluyeron datos del año 2006, ya que se produjo un cambio en la categorización de la hacienda comercializada<sup>(4)</sup>.

### 3. Resultados

Las variables incluidas en el modelo son presentadas en la Tabla 1 junto con algunas estadísticas descriptivas. Para la categoría analizada, novillos cuyo peso se encuentra entre los 400-420 kilogramos, el precio promedio fue de 2.12 con una desviación estándar de 0,179. De esta variable se obtiene la variación del precio promedio respecto del día anterior (variable "variación precios") la cual se categoriza de acuerdo a si la variación es positiva, negativa o neutra y se usa como variable dependiente en el modelo econométrico.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas

Variable	Obs.	Promedio	Desv. Std.	Mínimo	Máximo
Precio Promedio	588	2,123	0,1793	1,855	2,67
Variación Precio	587	0,00064	0,0388	-0,275	0,265
Total Novillos	588	1659,83	771,96	0	3883
Dif. Total Novillos	587	0,0238	1056,9	-3466	2883
<b>Días de la semana</b>					
Lunes	588	0,2397	0,4273	0	1
Martes	588	0,2602	0,4391	0	1
Miércoles	588	0,2517	0,4342	0	1
Viernes	588	0,2482	0,4323	0	1

(continúa en la página siguiente)

(4) El cambio de las categorías se produjo el 12 de Diciembre del 2005, por lo tanto los datos se coleccionaron hasta esa fecha.

<b>Concentración de la compra</b>					
C1	588	8,024	1,8305	4,7	19,8
C10	588	50,99	4,9132	40,39	85,91
<b>Estacionalidad</b>					
Q1	588	0,2568	0,4372	0	1
Q2	588	0,2517	0,4342	0	1
Q3	588	0,2602	0,4391	0	1
Q4	588	0,2312	0,4220	0	1
<b>Plaza día anterior</b>					
Encalmada	588	0,5	0,5004	0	1
Floja	588	0,0629	0,2430	0	1
Sostenida	588	0,0833	0,2766	0	1
Animada	588	0,3537	0,4785	0	1
Dif. Precio Max-Min	588	0,0679	0,0195	0	0,16

La variable dependiente “variación de precios” (ya categorizada) se tabula para ver su frecuencia relativa y absoluta. En la Tabla 2 se puede apreciar que un 44,73% de las observaciones totales corresponde a bajas en los precios, 43,71% a subas, mientras que sólo el 11,56% a igualdad de los precios con respecto al día anterior. En consecuencia, tenemos casi la misma proporción de suba y bajas, pero no de igualdad, significando que es mucho más probable que el precio en Liniers cambie con respecto al anterior a que se mantenga constante.

**Tabla 2. Descripción de las variaciones de precios**

Variación de precios	Frecuencia	%	Frecuencia relativa acumulada
Baja	263	44,73	44,73
Igual	68	11,56	56,29
Suba	257	43,71	100
Total	588	100	

Por otro lado, la Tabla 3 interrelaciona los días de la semana y las variaciones de precios. En primer lugar, se tienen 141 observaciones el día lunes, 153 el martes, 148 el miércoles y 146 el viernes. Al cen-

trar el análisis para el día lunes, (lo mismo se puede hacer para los otros días) se tiene que el 43,26% fueron bajas de precios, se mantuvo el precio el 15,6% de las veces y subió el 41,13%, comparado con el día hábil precedente (segunda fila dentro del día lunes). A su vez, y considerando los cuatro días, un 23,19% de las bajas de precios se registraron un lunes, un 16,73% los martes, 28,9% los miércoles y 31,18% los viernes. Es decir, que fueron más frecuentes las bajas los días miércoles y viernes que los lunes y martes. A su vez, relacionando las subas de precios, la mayor frecuencia se da los martes con un 37,74%, mientras que es más probable que el precio se mantenga sin cambios los días lunes.

### 3.1. Comportamiento del modelo

Los coeficientes estimados junto con sus desviaciones estándares y estadísticos  $z$  del modelo MNL son presentados en la Tabla 8 del Anexo. Debido a que los coeficientes estimados de los modelos multinomiales no son los coeficientes que nos permiten ver los cambios marginales de las variables involucradas en el modelo, la Tabla 4 presenta las estimaciones de dichos cambios de las variables independientes en forma de elasticidades para facilitar su interpretación.

Tabla 3. Comparación de los cambios de precios y días de la demanda

Días de la semana	Variación de precios			
	Baja	Igualdad	Suba	Total
Lunes	61	22	58	141
	43.26	15.6	41.13	100
	23.19	32.35	22.57	23.98
	10.37	3.74	9.86	23.98
Martes	44	12	97	153
	28.76	7.84	63.4	100
	16.73	17.65	37.74	26.02
	7.48	2.04	16.5	26.02
Miércoles	76	19	53	148
	51.35	12.84	35.81	100
	28.9	27.94	20.62	25.17
	12.93	3.23	9.01	25.17
Viernes	82	15	49	146
	56.16	10.27	33.56	100
	31.18	22.06	19.07	24.83
	13.95	2.55	8.33	24.83
Total	263	68	257	588
	44.73	11.56	43.71	100
	100	100	100	100
	44.73	11.56	43.71	100

Como en todo análisis econométrico, existen ciertas interrelaciones entre las variables explicativas. La inspección de las correlaciones parciales entre todas las variables explicativas sugiere que la colinealidad no es un problema serio en el modelo<sup>(5)</sup>.

Analizando los coeficientes de las elasticidades para los días de la semana, y tomando al día lunes como base, los días martes aumenta la probabilidad de suba en el precio, mientras que disminuye la probabilidad de una baja o igualdad en el precio. Por otro lado, los días miércoles y viernes se comportan de manera contraria al martes, donde la probabilidad de baja o igualdad en la variación del precio promedio aumenta, mientras que la de una suba disminuye.

La estacionalidad también afecta la probabilidad de cambios en el precio diario. Comparado con los meses de invierno (variable Q3), en verano disminuye la probabilidad de un incremento en el precio, pero aumenta la probabilidad de baja e igualdad. A su vez, y también comparado con los meses de invierno, en primavera y otoño, aumenta la probabilidad de baja, mientras que disminuye la probabilidad de que el precio se mantenga o suba. Estos resultados están de acuerdo con la estacionalidad que presentan los precios del ganado vacuno a lo largo del año, donde el precio presenta un valor promedio más alto en la salida del invierno, que en las estaciones restantes. Sin embargo, es preciso señalar que este proceso

(5) Por cuestión de espacio, no se presentan las correlaciones lineales entre las variables explicativas del modelo.

estacional puede haber estado perdiendo fuerza en los últimos años debido a las prácticas de suplementación y engorde a corral de animales vacunos.

Los niveles de concentración respecto en la compra de cabezas de ganado están expresados por dos variables en el modelo, C1 y C10. La primera expresa el porcentaje de cabezas que adquirió el comprador más importante para el día indicado, mientras que la segunda variable señala lo mismo pero para los primeros 10 compradores. La variable C1 nos indica que cuando el comprador más importante aumenta en un 1% sus compras, disminuye la probabilidad de suba de precios en un 0,25% así como la de que el precio se mantenga, en un 0,65%, pero aumenta en un 0,27% la probabilidad de baja. En consecuencia, esta variable estaría mostrando la incidencia o la importancia que tiene el poder de compra del comprador más importante sobre los precios. Sin embargo, es preciso aclarar que la variable no muestra significancia estadística, tanto de manera individual como de manera conjunta.

La otra variable de concentración de compras, C10, indica que si aumenta en un 1% las compras de este grupo, disminuye la probabilidad de baja en un 1,67% y de no cambio en el precio en un 0,65%, pero aumenta la probabilidad de suba en un 1,707%. El comportamiento es opuesto al índice C1, por lo que el C10 podría tomarse como un índice de la necesidad de los compradores de hacerse con la hacienda y de la competencia en la que incurren para lograrlo; ya que sus compras, en promedio, representan el 50% de las del mercado. En otras palabras, una mayor competencia por parte de éstos se traduciría en aumentos de precios para la categoría analizada.

Respecto del comportamiento de la plaza el día anterior, y tomando como base la plaza sostenida, si la plaza se presenta encalmada la probabilidad de baja disminuye y aumenta la de igualdad o suba. Si la plaza estuvo animada, también baja la probabilidad de baja y se incrementa la de suba y la de igualdad. Esto nos estaría indicando que si el precio bajó levemente el día anterior (encalmada), se incre-

menta la probabilidad de que tienda mantenerse o a subir levemente. Si se comparan los valores de las probabilidades, el coeficiente de igualdad es mayor. Lo mismo si la plaza estuvo levemente superior hacia arriba en precio, la mayor probabilidad se da para que la plaza al día siguiente no muestre variación.

La variable que toma la diferencia entre el precio máximo y mínimo pagado por los lotes se incluyó como variable proxy para captar el efecto de la heterogeneidad o de la calidad de los animales para el día indicado. La variable muestra que un incremento de un 1% en la variabilidad incrementa la probabilidad de suba en un 0,689%, baja la probabilidad de igualdad en un 0,22% y la de baja en un 0,669%. El comportamiento de la variable es contrario a la esperada, donde una menor variabilidad implicaría lotes de animales más parejos en calidad, lo que redundaría en un aumento en la probabilidad de suba y una disminución de la probabilidad de baja. Tal vez este resultado esté influenciado por una cuestión de diferente peso de los valores absolutos, en que la incidencia de los precios máximos sea mayor que la de los mínimos, haciendo que se aumente la probabilidad de suba y disminuya la de baja e igualdad.

Por último, la diferencia en la cantidad de cabezas indica que un incremento en un 1% en la cantidad de animales, aumenta la probabilidad de baja en un 0,001% en el precio promedio, aumenta en un 0,007% en la probabilidad de que el precio sea igual y disminuye la probabilidad de suba en 0,002%. Si bien los coeficientes son bajos en valores, tienen los signos esperados. Un aumento en el número de cabezas de un día al otro hace que disminuya la probabilidad de suba de precio y aumente la de baja o igualdad y viceversa con la disminución de la diferencia en la cantidad de animales para las categorías seleccionadas.

Las medidas de bondad de ajuste del modelo son expresadas al final de la Tabla 4. Las distintas medidas de ajuste oscilan entre un rango de 8% al 56,7%. La prueba de exclusión general a través del test LR indica que todas las variables en conjunto son importantes en explicar el modelo.



Tabla 4. Resultados de la estimación del Modelo Multinomial Logit (efectos marginales expresados en elasticidades).

Variables explicativas	Efectos marginales (elasticidades)		
	Baja	Igual	Suba
Martes	-0,149**	-0,267**	0,1619**
Miércoles	0,026	-0,146	-0,021*
Viernes	0,028	-0,177*	-0,022*
C1	0,275	-0,658	-0,255
C10	-1,657**	-0,650	1,707**
Q1	0,0394*	0,0315	-0,041
Q2	0,0250	-0,203*	-0,0180*
Q4	0,0102	-0,111	-0,006
Encalmada (día anterior)	-0,154*	0,5427	0,1375**
Floja (día anterior)	0,0338	-1,872	0,034
Animada (día anterior)	-0,176**	0,444	0,163*
Dif. Precio Max-Min	-0,669**	-0,227*	0,689*
Dif. Volumen Nov. Totales	0,001*	0,007	-0,002*
<b>Medidas de ajuste</b>			
Log-Lik. Intercept Only:	-570,194	Log-Lik Full Model:	-523,243
		LR(26):	93,902
Count R2	0,567	Prob > LR:	0
McFadden R2:	0,082	McFadden Ajust. R2:	0,033
Maximum Likelihood R2:	0,148	Cragg & Uhler R2:	0,173

\* Estadísticamente significativo al 10%

\*\* Estadísticamente significativo al 5%

En el modelo MNL es posible realizar tests de hipótesis para coeficientes individuales y también para grupos de coeficientes. En la tabla 4 se indica cuáles coeficientes son estadísticamente significante al 5 y al 10%. Dentro de los días de la semana, el día martes tiene alta significancia individual, así como también el coeficiente de concentración C10, la diferencia entre el precio máximo y mínimo y el comportamiento de la plaza el día anterior.

Por otro lado, la prueba de hipótesis de que una variable independiente no tiene efecto estadístico, requiere testear que los *J-I* coeficientes son simultáneamente igual a cero. Para ello, dos estadísticos pueden ser usados para probar que una variable no tiene efecto simultáneamente sobre las variaciones

de precios, el test de likelihood-ratio (LR) y el de Wald. Debido a que tenemos 3 categorías en la variable dependiente, existen 2 coeficientes no redundantes asociados con cada variable explicativa. La hipótesis nula especifica que todos los coeficientes asociados con la variable a testear son cero. La segunda columna de la tabla 5 muestra el valor del estadístico Chi-cuadrado correspondiente al test LR, siendo la tercera columna su valor de probabilidad. A su vez, la cuarta columna corresponde al valor estimado del estadístico de Wald, siendo la última columna su valor de probabilidad.

Los resultados de la Tabla 5 pueden ser interpretados de la siguiente manera. Los efectos de las variables martes, el coeficiente de concentración C10,

la diferencia entre el precio máximo y mínimo y si la plaza el día anterior estuvo encalmada o animada son estadísticamente significativas al nivel del 10%, es decir que son importantes en explicar en conjunto las variaciones de precios de un día al otro.

Por otro lado, no se encuentra evidencia de que algunos días de la semana (viernes, y miércoles) el coeficiente de concentración C1, las variables de estacionalidad y si la plaza estuvo floja el día ante-

rior ejerzan considerable influencia sobre el precios diarios pagados.

Por último, los tests anteriores pueden ser ampliados para probar que los efectos de dos o más variables independientes son simultáneamente cero<sup>(6)</sup>. En este análisis, puede ser interesante realizar este tipo de tests para varios grupos de variables, tales como los días de la semana, la estacionalidad, comportamiento de la plaza el día anterior y niveles de concentración.

Tabla 5. Test LR y Wald

Variables	Likelihood Ratio Test		Test de Wald	
	$\alpha^2$	P > chi2	$\alpha^2$	P > chi2
Martes	19,918	0	18,935	0
Miércoles	2,493	0,287	2,479	0,29
Viernes	3,754	0,153	3,688	0,158
C1	1,564	0,457	1,524	0,467
C10	6,274	0,043	5,951	0,051
Q1	1,343	0,511	1,339	0,512
Q2	4,683	0,098	4,337	0,114
Q4	1,711	0,425	1,671	0,434
Dif Precio Max-Min	14,993	0,001	14,185	0,001
L_ Encalmada	5,737	0,057	4,97	0,083
L_ Floja	2,691	0,26	0,001	0,999
L_ Animada	11,214	0,004	9,94	0,007
Dif Total Nov	4,757	0,091	4,98	0,089

Una de las conclusiones más importantes de la Tabla 6 es que el nivel de concentración de los compradores tiene efecto sobre las variaciones de precios diarias. Además, la Tabla 6 indica los días de la semana y el comportamiento de la plaza el día anterior

afecta las variaciones diarias de precios. Sin embargo, las variables que consideran la estacionalidad no afectan en conjunto las variaciones de precios.

El cálculo de las probabilidades de ocurrencia puede ser computadas con los datos de la muestra

(6) Existe además otro test en los modelos multinomiales que prueban si el modelo asume el supuesto conocido como "Independencia de las alternativas irrelevantes. Esto significa que las probabilidades no dependen de los otros resultados que están disponibles, significando que estas alternativas son irrelevantes. En otras palabras, adicionar o sacar resultados no altera las probabilidades entre los resultados restantes. Existen dos test para testear si este supuesto se cumple en el modelo estimado. El primero es el sugerido por Hausman y McFadden (1984) llamado el test de Hausman. El otro es el propuesto por Small y Hsiao (1985). Ambos test fueron estimados concluyendo que no se puede rechazar la hipótesis nula que las probabilidades son independientes de las otras alternativas

y los coeficientes estimados. La Tabla 7 muestra la media de la predicción para cada categoría de la variable dependiente, donde es posible observar

que la media de las predicciones es muy parecida al porcentaje de ocurrencias de subas, bajas o no cambios en el precio mostrado en la Tabla 2.

**Tabla 6. Testeo de múltiples variables independientes**

	Estadístico	Grados de libertad	Valor de probabilidad
<b>Índices de concentración compradores</b> C10 C1	7,892	4	0,096
<b>Días de la semana</b> Lunes Martes Miércoles	40,078	6	0
<b>Estacionalidad</b> Q1 Q2 Q3	8,624	6	0,176
<b>Comportamiento plaza día anterior</b> Encalmada Floja Animada	25,71	4	0

Además, las probabilidades ajustadas pueden ser usadas con el propósito de predicción: para cada observación  $i$ , el resultado con el valor de probabilidad más alto es el resultado predicho. Esto permite obtener el porcentaje de resultados correctamente predichos, ya sea en total o por categoría. En este

trabajo, el modelo predice correctamente el 56,7% de los resultados. Sin embargo, el modelo predice mucho mejor las bajas, acertando en un 74,15% mientras que las subas sólo en un 40,4% y las igualdades en un 0%.

**Tabla 7. Predicción de probabilidades dentro de la muestra**

Variable	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max
Suba	587	0.446337	0.157679	0.047657	0.831397
Igual	587	0.115843	0.066983	8.51E-17	0.301209
Baja	587	0.437819	0.159261	0.130279	0.947702

## 4. Conclusiones

El objetivo del trabajo fue analizar la influencia de ciertas variables temporales, de concentración de compras y comportamiento del mercado, así como de variación en la cantidad y calidad de los animales subastados sobre la probabilidad de subas, igualdad o baja en el precio promedio diaria en una categoría de novillos comercializada en el mercado de Liniers.

El estudio trata de aportar información sobre dicha problemática en la cual no se encuentran trabajos cuantitativos de este tipo que midan las variaciones de precios en un mercado que es formador y orientador de los precios en la cadena cárnica nacional.

Como se pudo apreciar en los resultados generados, es posible predecir el impacto de ciertas variables económicas, estacionales y de mercado en base a las probabilidades de que el precio suba, se mantenga igual o baje respecto al día hábil anterior. Así, por ejemplo, sería beneficioso para el productor que los 10 principales compradores del mercado incrementen sus compras ya que esto generaría una mayor competencia, lo que se traduce en mejores precios por los novillos en el mercado. Contrariamente, las probabilidades de baja en el precio se incrementan cuando el principal comprador aumenta el volumen de compra de hacienda, respecto al total. Por otro lado, el comportamiento del mercado en día anterior y los días de la semana tienen cierta influencia sobre el comportamiento del precio de los novillos para la categoría analizada. Por ello, el productor puede observar el comportamiento de estas variables y tomar decisiones de venta con el objetivo de obtener una mejor rentabilidad.

En síntesis, los resultados generados tienen implicancias interesantes para los participantes del mercado ya que el conocimiento de las variables que inciden en la probabilidad de igualdad, bajas o subas de los precios diarios aporta información sobre el comportamiento del mercado y resulta vital para la toma de decisiones de tanto compradores, consignatarios de hacienda, como así también para productores que envían animales para su venta.

Finalmente, las principales limitaciones del trabajo tienen que ver con aspectos del alcance de la categoría seleccionada, así como también del modelo y variables incluidas. En primer lugar, solo se analiza la categoría novillos mestizos especiales y buenos entre 400-420 kilogramos, pero no se extiende el estudio a otras categorías comercializadas en Liniers, donde las variables seleccionadas podrían influir de manera diferente sobre éstas. En segundo lugar, tampoco se incluyen las interacciones y complementariedades de las categorías de novillos adyacentes sobre la analizada, ni tampoco variables de política, cambiarias, etc. que podrían tener incidencia sobre el comportamiento de los precios del ganado. Tercero, se debería mejorar la variable calidad de los lotes en el modelo. Si bien existen variables más apropiadas que la empleada, estas no se encuentran disponibles o digitalizadas para poder utilizarlas. Por último, si bien el modelo predice de manera aceptable las variaciones de precios diarios, otros modelos econométricos o la inclusión de variables de interacción diferentes al utilizado en este estudio podrían aportar aún más información a la generada.

## Anexo

Tabla 8. Coeficientes estimados del Modelo MNL

Regresión Modelo Multinomial			Número Obs = 587		
	Variabes	Coefficientes	Desv Est.	z	P >  z
<b>Igualdad</b>	Martes	-0,451	0,505487	-0,89	0,372
	Miércoles	-0,68403	0,435336	-1,57	0,116
	Viernes	-0,83299	0,434322	-1,92	0,055
	C10	0,019741	0,042126	0,47	0,639
	C1	-0,11628	0,110165	-1,06	0,291
	Q1	-0,03096	0,389493	-0,08	0,937
	Q2	-0,90587	0,434976	-2,08	0,037
	Q4	-0,52501	0,410077	-1,28	0,2
	Dif. Precio Max-Min	6,500975	8,051519	0,81	0,419
	Encalmada	1,397865	0,771577	1,81	0,07
	Floja	-33,2518	1,16E+07	0	1
	Sostenida	1,754072	0,772194	2,27	0,023
	Dif. Novillos Totales	-5,8E-05	0,000163	-0,35	0,725
	Constante	-2,39457	2,231456	-1,07	0,283
<b>Suba</b>	Martes	1,19614	0,325169	3,68	0
	Miércoles	-0,18724	0,303742	-0,62	0,538
	Viernes	-0,20634	0,295746	-0,7	0,485
	C10	0,065973	0,027538	2,4	0,017
	C1	-0,06608	0,069735	-0,95	0,343
	Q1	-0,31547	0,285355	-1,11	0,269
	Q2	-0,17093	0,268869	-0,64	0,525
	Q4	-0,07197	0,274215	-0,26	0,793
	Dif. Precio Max-Min	19,98839	5,36223	3,73	0
	Encalmada	0,585948	0,368465	1,59	0,112
	Floja	0,007898	0,506675	0,02	0,988
	Sostenida	0,958556	0,373907	2,56	0,01
	Dif. Novillos Totales	-0,00019	0,00011	-1,74	0,082
	Constante	-4,91473	1,404164	-3,5	0

El resultado variación = Baja (es el grupo de Comparación)

### Bibliografía

- Aguirre Urreta, Jorge (2006) "Mercado de Hacienda de Liniers. Tradición y Tecnología al Servicio al Productor". *XVII Jornadas Ganaderas de Pergamino*. Estudio Ganadero Pergamino.
- Capps, Oral, Alan Love, Gary Williams, and Wendi Adams (1999) "Examining Packer Choice of Slaughter Cattle Procurement and Pricing Methods". *Journal of Agricultural and Resources Economics*, 22 (2): 11-25.
- Greene, Williams (1993) *Econometric Analysis*. New York, NY: Mac-Millan Publishing Company.
- Long, Scott and Jeremy Freese (2001) *Regression Model for Dependent Categorical Variable using Stata*. College Station, TX: Stata Press Publication.
- McFadden, D.L. (1974) "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Analysis", in *Frontiers in Econometrics*, ed. P. Zarembka. New York: Academic Press, 105-142.
- McFadden, D. L. (1984) "Econometrics Analysis of Qualitative Response Models", in *Handbook of Econometrics*, Volume 2, ed. Z. Griliches and M.D. Intriligator. Amsterdam: North Holland, 1395-1457.
- Secretaria de Agricultura, Pesca y Alimentación (SAGPyA) (2005). ONCCA Anuario Estadístico.
- Theil, H. (1969) "A Multinomial Extension of Linear Logit Model", *International Economics Review*, 10: 251-259.
- Wooldridge, Jeffrey (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.