Universidad del Bío-Bío

Facultad de Ciencias

Transmisión Asimétrica de Precios en el sector de la palta en Chile: Evidencia desde un modelo TVECM

Autor:
Héctor Garrido Henríquez

Profesor(es) Guía(s):
Dr. Sergio Contreras Espinoza
Dra. Monia Ben Kaabia

Tesis para optar al grado de Magíster en Matemática con mención en Estadística

Departamento de Estadística

Departamento de Matemática

26 de mayo de 2018

Índice general

Índice de figuras

Índice de cuadros

Agradecimientos

Resumen

Un primer párrafo describiendo a grandes rasgos el objetivo de la investigación.

Un segundo párrafo donde se discute la metodología utilizada en el trabajo.

Un tercer párrafo describiendo los principales hallazgos.

Capítulo 1

Resultados

En este capítulo se muestra una aplicación

Todos los cálculos aquí expuestos fueron realizados a través del lenguaje y entorno de programación orientado a la estadística, `R` (R core team, 2017).

Determinación del rango de cointegración y estimación del modelo del modelo lineal de corrección del error

En este apartado se utiliza principalmente con el paquete `vars` (Pfaff, 2008).

Antes de la determinación del rango de cointegración del proceso, es necesario tener en cuenta que el uso del contraste de cointegración de Johansen que se utilizará para dichos fines es sensible a la especificación del modelo vectorial de corrección del equilibrio que subyace. Para la especificación de dicho modelo se recurrió a diferentes criterios.

De manera similar a como señalan Ben Kaabia & Gil (2008), se observa que al realizar los contrastes univariantes de raíz unitaria, no se rechaza la existencia de una raíz unitaria en torno a una constante no nula. Así también, al realizar los mismos contrastes para las series en primeras diferencias, las series resultaron estacionarias. Por último, en términos económicos, la presencia de una constante indica que existe una diferencia de escala entre los precios mayoristas y detallistas.

El número de rezagos a incluir en el modelo se determinó con el objetivo de prevenir problemas de autocorrelación. De esta manera, se estimó el modelo secuencialmente utilizando entre 2 y 12 rezagos y se calculó el estadístico de Ljung-Box multivariado para los residuos rezagados entre el orden mínimo posible y aquellos de orden 52. Los p-valores correspondientes a cada uno de los contrastes están resumidos en la figura **??**. De esta manera, se aprecia que la hipótesis nula de independencia no se puede rechazar a un nivel de significancia de 5 % en la mayoría de los casos para el modelo con siete términos rezagados.

De esta forma, el modelo definitivo a estimar resultó ser el siguiente:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{\Pi} \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{7} \mathbf{\Gamma}_{\boldsymbol{i}} \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \tag{1.1.1}$$

Entonces, definido el número de rezagos a utilizar y la estructura del vector cointegrante, se procedió a aplicar el contraste de cointegración de Johansen, cuyos resultados pueden apreciarse en los cuadros **??** y **??**

Cuadro 1.1: Contraste de la *la traza* de cointegración de Johansen

	Estadístico	Valores críticos		
$\mathcal{H}_0$	$p = 8$	90 %	95 %	99 %
$r \leq 1$	5.82	7.52	9.24	12.97
$r = 0$	36.63	17.85	19.96	24.60

En el cuadro **??** se observa el rechazo de la hipótesis $\mathcal{H}_0 := 0$ lo que descarta que la especificación adecuada sea un modelo VAR en niveles. Por otro lado, la hipótesis nula $\mathcal{H}_0 \leq 1$ no puede rechazarse.

Cuadro 1.2: Contraste del *máximo autovalor* de cointegración de Johansen

	Estadístico	Valores críticos		
$\mathcal{H}_0$	$p = 8$	90 %	95 %	99 %
$r \leq 1$	5.82	7.52	9.24	12.97
$r = 0$	30.82	13.75	15.67	20.20

Al realizar la prueba de acuerdo al máximo autovalor, se observa el mismo resultado.

De esta manera, el modelo puede especificarse como

$$\Delta \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}^{'} \begin{bmatrix} 1 \\ \mathbf{y}_{t-1} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{8} \boldsymbol{\Gamma}_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \tag{1.1.2}$$

Donde $\boldsymbol{\alpha} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}$ y $\boldsymbol{\beta}^{'} = \begin{bmatrix} \frac{\beta_0}{\beta_2} & 1 & \frac{\beta_3}{\beta_2} \end{bmatrix}$

Teniendo en cuenta que para ser identificado el vector cointegrante debe estar normalizado. El modelo finalmente a estimar finalmente es:

$$\begin{matrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \end{matrix} = \begin{matrix} \alpha_1(\beta_0^* + y_{1t} + \beta_1^* y_{2t}) \\ \alpha_2(\beta_0^* + y_{1t} + \beta_1^* y_{2t}) \end{matrix} + \begin{matrix} \sum_i^8 \phi_{11,i} \Delta y_{1t-i} + \sum_i^8 \phi_{12,i} \Delta y_{2t-i} \\ \sum_i^8 \phi_{21,i} \Delta y_{1t-i} + \sum_i^8 \phi_{22,i} \Delta y_{2t-i} \end{matrix} + \begin{matrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{matrix} \tag{1.1.3}$$

Donde $\beta_0^* = \frac{\beta_1}{\beta_2}$ y $\beta_1^* = \frac{\beta_3}{\beta_2}$.

De los resultados provistos en el cuadro (**??**) se desprende que la elasticidad de largo plazo de los precios de supermercados con respecto a los precios mayoristas es de aproximadamente 0.92, lo que indica un comportamiento relativamente inelástico. Es decir, cuando los mayoristas suben el precio en 1 % los supermercados lo hacen en un orden de 0.92 %. Esto contradice la hipótesis de transmisión perfecta de precios, en cuyo caso, el valor de la elasticidad debiera ser 1. Debido a esto a continuación se estima el modelo restringido, para determinar la evidencia estadística en favor o en contra de esta hipótesis, de la siguiente forma, utilizando una matriz **H** que permite incorporar las restricciones sobre el modelo:

$$\mathbf{H}\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix} = \begin{matrix} 0 \\ 0 \end{matrix} \tag{1.1.4}$$

Del resultado del contraste de razón de verosimilitud expuesto en el cuadro (**??**) se tiene que no se puede rechazar la hipótesis acerca de que la transmisión es perfecta en el largo plazo. Esto significa que la relación cointegrante puede reescribirse de la siguiente forma:

$$\log P_t^c = 0{,}3305 + \log P_t^p \tag{1.1.5}$$

Cuadro 1.3: Modelo de corrección hacia el equilibrio (**VECM**) estimado mediante método de máxima verosimilitud

Vector cointegrante		
Supermercados	Mayoristas	constante
1	-0.9198301	-0.9077687
	ΔSupermercados$_t$	ΔMayoristas$_t$
corrección del error	-0.0254 (0.0168)	0.1499 (0.0319)***
Δsupermercados$_{t-1}$	-0.0724 (0.0469)	0.2048 (0.0893)*
Δmayoristas$_{t-1}$	0.0715(0.0257) **	0.1998(0.0490)***
Δsupermercados$_{t-2}$	-0.0178 (0.0468)	0.1577 (0.0890).
Δmayoristas$_{t-2}$	0.0877 (0.0265)**	0.0624 (0.0505)
Δsupermercados$_{t-3}$	0.0373 (0.0469)	0.0497 (0.0892)
Δmayoristas$_{t-3}$	0.0398 (0.0263)	0.0331 (0.0501)
Δsupermercados$_{t-4}$	0.0825 (0.0461).	0.0799 (0.0877)
Δmayoristas$_{t-4}$	0.0225 (0.0258)	-0.0475 (0.0492)
Δsupermercados$_{t-5}$	-0.0320 (0.0458)	0.0212 (0.0871)
Δmayoristas$_{t-5}$	-0.0290 (0.0257)	-0.0385 (0.0489)
Δsupermercados$_{t-6}$	0.0136(0.0446)	0.0300(0.0848)
Δmayoristas$_{t-6}$	0.0434 (0.0255).	0.0704 (0.0486)
Δsupermercados$_{t-7}$	-0.0194 (0.0437)	0.1860 (0.0832)*
Δmayoristas$_{t-7}$	0.0743(0.0256)**	0.0187 (0.0487)
AIC	BIC	SSR
-5465.432	-5335.279	4.425978

[a]: Errores estándar entre paréntesis.
[b]: . 10 %, *5 %, ** 1 %, ***0.1 %

Cuadro 1.4: Contraste de homogeneidad en precios

Hipótesis	Estadístico	Grados de libertad	p-value
$\mathcal{H}_0 : \beta_2 = \beta_3 = 1$	0.88	1	0.35

A continuación se presentan los resultados para el modelo restringido

Cuadro 1.5: Modelo de corrección hacia el equilibrio (**VECM**) restringido

Vector cointegrante		
Supermercados	Mayoristas	constante
1	-1	-0.3304581
	ΔSupermercados$_t$	ΔMayoristas$_t$
corrección del error	0.13300 (0.02752)***	-0.01489 (0.01449)
Δsupermercados$_{t-1}$	-0.07855 (0.04675)**	0.21312 (0.08876)*
Δmayoristas$_{t-1}$	0.19365 (0.04825)***	0.07725 (0.02541).
Δsupermercados$_{t-2}$	0.16574 (0.08865).	-0.02221 (0.04669)
Δmayoristas$_{t-2}$	0.05746 (0.04988)	0.09346 (0.02627)***
Δsupermercados$_{t-3}$	0.05759 (0.08892)	0.04480 (0.02615)
Δmayoristas$_{t-3}$	0.02912 (0.04965)	0.04480 (0.02615).
Δsupermercados$_{t-4}$	0.08859 (0.08744)	0.02675 (0.04605).
Δmayoristas$_{t-4}$	-0.05076 (0.04882)	-0.05076 (0.02675)
Δsupermercados$_{t-5}$	0.03105 (0.08690)	-0.03430 (0.04577)
Δmayoristas$_{t-5}$	-0.04163 (0.04860)	-0.02537 (0.02560)
Δsupermercados$_{t-6}$	0.03908 (0.08473)	0.01272 (0.04463)
Δmayoristas$_{t-6}$	0.06732 (0.04836)	0.04671 (0.02547).
Δsupermercados$_{t-7}$	0.19470 (0.08318)*	-0.01940 (0.04381)
Δmayoristas$_{t-7}$	0.01660 (0.04842)	0.07771 (0.02550)**

^{a}: Errores estándar entre paréntesis.
^{b}: significativo al: . 10 %, *5 %, ** 1 %, ***0.1 %

Con lo que utilizando el resultado expuesto en la ecuación (**??**), se puede afirmar que el margen que los supermercados mantienen en el largo plazo es de 39 %. Un resultado ligeramente superior al que se obtendría como el promedio de las diferencias entre los logaritmos de los precios, que corresponde a 32.64 %. Además de los resultados del cuadro (**??**), se confirma que existe un comportamiento de corrección hacia el equilibrio, pues cuando dicho término tiene variaciones positivas, los mayoristas responden bajandos sus precios. Así también, cabe mencionar que la relación con el término corrección del error es significativa para el caso de los mayoristas, pero no así para los supermercados. Esto se puede inferir a raíz de que en el modelo de **VECM** todas las variables explicativas son estacionarias, por lo que el uso del contraste t es válido en muestras grandes.

De todas formas, se procedió a aplicar un contraste de razón de verosimilitud para deteminar la hipótesis de exogeneidad débil.

Aunque varios de los coeficientes representantes de la dinámica de corto plazo en el cuadro (??) son significativos, su interpretación no es directa, pues el modelo por construcción presenta problemas de multicolineadad. Para analizar la respuesta del sistema frente a diferentes perturbaciones, se utilizan las funciones de impulso respuesta, como se señala en el capítulo 3.

Diagnósticos del modelo lineal

Cuadro 1.6: Diagnósticos del modelo

Contraste	E	df	$\mathbb{P}(\chi^2 > E)$
Doornik & Hansen	246.913	4	2.11×10^{-45}
Jarque-Bera (Multivariado)	30.141	4	$<2.85\times10^{-7}$
ARCH (Multivariado)	144.4	81	1.89×10^{-5}

Determinación del rango de cointegración y estimación del modelo del modelo lineal de corrección del error

Los contrastes y estimaciones de esta sección fueron realizadas a través del paquete `tsDyn` de Di Narzo, Aznarte & Stigler(2009).

El paquete `tsDyn` y la función asociada a este, `TVECM.HStest` no permiten utilizar una constante en la relación de cointegración, por lo que para esto se debió modificar ligeramente el código original de la función recién mencionada, pues como ha sido descrito en el capítulo 3, la estimación del modelo VECM se construye sobre al base de un modelo lineal, por lo que sólo bastó con incorporar la constante en la estimación del primer paso.

El modelo ha sido estimado con una constante en la relación de cointegración

Diagnósticos del modelo no lineal