

ESTUDIO SOBRE LA EFICIENCIA Y LA TRANSMISIÓN DE INFORMACIÓN EN MERCADOS DE FUTUROS AGRÍCOLAS: UN ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE BUENOS AIRES Y CHICAGO PARA EL CASO PARTICULAR DEL CULTIVO DE SOJA Y TRIGO

Jeremías Lachman¹

Pablo Jack²

Introducción

Este trabajo se propone estudiar y comparar la eficiencia del mercado de futuros³ para el caso del cultivo de soja y trigo entre los mercados de Buenos Aires (MatBa) y Chicago (CME-CBOT) entre los años 2000 y 2015. Existen numerosos trabajos que analizan este fenómeno de forma separada, pero ninguno de ellos ha realizado un análisis comparativo entre estos países y cultivos. De este modo, el objetivo central de este trabajo es –además de analizar individualmente la eficiencia del mercado de futuros en cada país y cultivo– poder detectar la existencia de alguna relación entre ambos mercados. En otras palabras, la intención es poder demostrar si la eficiencia individual de alguno de estos mercados está vinculada a la eficiencia del otro.

La eficiencia del mercado de futuros para los casos aquí seleccionados estará basada en la existencia –o no– de al menos una relación de cointegración entre el precio de contratos a futuro frente a los precios spot, tal como fue realizado por numerosos autores (Ali y Gupta, 2011; Delgado y Lema, 2001; Fama, 1970, 1987 y 1991; Mckenzi y Holt, 1998). De este modo se podrá afirmar que los mercados operaron en condiciones de eficiencia para el periodo analizado, si existe una relación de cointegración entre el precio de los contratos a futuro y el precio spot.

Por otro lado, se va a realizar un estudio basado en el enfoque de cointegración, para probar si existe una relación entre la eficiencia del mercado de futuros de Buenos Aires (Argentina) y el de Chicago (Estados Unidos). Dado que el mercado de futuros de Buenos Aires tiene un volumen de operaciones significativamente menor que el de Chicago, situación que puede provocar ineficiencias de mercado, la intención es ver si los cambios de precios del segundo determinan los del primero. De este modo,

1 IIEP-UBA/CONICET. Contacto: jeremiaslachman@gmail.com.

2 IIEP-UBA/CONICET. Contacto: pablojack_03@hotmail.com.

3 Se define eficiencia en los mercados de futuros como el grado de precisión por el cual el precio spot de determinado commodity –en este caso, soja y trigo– es pronosticado por el precio de un contrato futuro rezagado una determinada cantidad de periodos (Fama, 1970, 1987 y 1991; Mckenzi y Holt, 1998).

información de mercado relevante es transmitida de un caso al otro, posibilitando la presencia de mercados eficientes a pesar de que el volumen operado sea bajo.⁴

A través de este análisis, será posible demostrar: i) la eficiencia –o no– de los contratos a futuro como instrumento de pronóstico del precio spot, y; ii) si la eficiencia de un mercado de futuros deviene de la eficiencia del otro. A través del primero objetivo será posible asegurarse –o no– que, los mercados operan en condiciones en las cuales la información disponible para el conjunto de los agentes es suficiente para que no haya pérdidas o ganancias individuales a lo largo del tiempo. En otras palabras, la eficiencia en el mercado de futuros para contratos de soja y trigo implicará que en el largo plazo, la evidencia estadística, confirma que los precios a los cuales se negocian los contratos futuros reflejan el precio spot al momento de ejecutarse el correspondiente contrato. Por otro lado, bajo el segundo objetivo será posible concluir cómo interactúan ambos mercados, de modo tal que la eficiencia de uno conlleve a la del otro –o no–.

Revisión bibliográfica

Existe una vasta literatura que aborda a través de un enfoque de cointegración el estudio de la eficiencia de mercado de futuros de commodities y la relación existente entre los volúmenes operados y la volatilidad de los precios –es el caso de los trabajos mencionados a continuación–. Sin embargo, no fue encontrado alguno que directamente vincule ambos esquemas analíticos entre sí.

Chowdhury (1991) realizó un análisis de eficiencia de mercado de futuros de Londres para el caso del cobre, concluyendo que el mismo no es eficiente dado que no existía relación de cointegración entre las series.

Kumar (2004) estudia la eficiencia de mercado de futuros para diversos commodities en la India, concluyendo que los precios futuros no son un buen predictor del precio spot esperado.

Wang y Ke (2005), investigan la eficiencia para los cultivos de trigo y soja en China, encontrando una relación de largo plazo de equilibrio entre el precio de los contratos a futuro y el spot de la soja, pero no así del trigo.

Watkins y McAleer (2006), para múltiples commodities de metales encuentran una relación de cointegración entre el precio futuro, el precio spot, el nivel de stock y la tasa de interés.

Mckenzie y Holt (1998) realizan un extenso análisis para distintos commodities –entre ellos soja y maíz–, para el periodo comprendido entre los años 1966 a 1995, validando la hipótesis de eficiencia de mercado en todos los casos en el CBOT.

⁴ El volumen operado anualmente en el mercado de futuros agrícola en Argentina representa un tercio del total cosechado, mientras que en el de Estados Unidos es aproximadamente ochenta veces la cosecha.

Resulta mucho más escasa la literatura existente para el mercado de Argentina. El trabajo de Delgado y Lema (2001) halla la existencia de una relación de cointegración en el mercado de futuros de Buenos Aires para el trigo entre los años 1995 y 2000. Por otro lado Grignafini (1998), obtiene las mismas conclusiones para los cultivos de soja, maíz y trigo en el mercado de futuros de la ciudad de Rosario. A su vez, Lachman (2016) destaca la eficiencia del mercado de futuros de Buenos Aires para el caso del cultivo de soja, teniendo en cuenta tres rezagos temporales con respecto al precio spot: un mes, tres y seis meses.

Por otro lado, Malliaris y Urrutia (1998) realizan una extensa revisión bibliográfica sobre la relación existente entre el volumen de operaciones llevadas a cabo en los mercados a futuro y los precios. A su vez, obtienen una relación positiva entre el valor absoluto de los cambios en los precios y el valor absoluto de las operaciones de futuros para el mercado de Chicago.

Hipótesis de trabajo

En este trabajo tenemos dos hipótesis de trabajo:

1. Ambos mercados de futuros para los cultivos seleccionados, en el periodo considerado, operaron en términos eficientes. Esto se verifica con la presencia de al menos una relación de cointegración entre las series de precios spot y la de contratos a futuro.
2. Existe un vínculo entre el mercado de futuros de Buenos Aires y el de Chicago determinado a través de una relación de cointegración entre las series de precios de contratos para cada mercado, en cada cultivo. De existir esta relación, deberá darse una mayor influencia del mercado de Chicago sobre el de Buenos Aires. Esto implicaría que el precio de los contratos a futuro del mercado de Chicago es débilmente exógeno en la relación de cointegración.

Metodología

Siguiendo el análisis de Fama (1991) y McKenzieHolt (1998), si consideramos la existencia un constante arbitraje entre los operadores de los mercados a futuro y un comportamiento de neutralidad ante el riesgo, el precio actual de un contrato de futuro será igual al precio futuro esperado al momento de la ejecución de dicho contrato. De este modo se tendría la siguiente igualdad:

$$F_{t-1} = E_{t-1}S_t$$

Siendo F_{t-1} el precio de los contratos a futuro, operados en el pasado, y S_t el precio presente de las operaciones spot.

De este modo, a la derecha de esta ecuación tenemos a la esperanza en $t-1$ del

precio spot en t , el cual resulta igual al precio pasado de los contratos a futuro. A su vez, si además se supone que los agentes tienen expectativas racionales, de modo tal que incorporan toda la información disponible en cada momento en el cual toman decisiones, entonces se tiene que:

$$E_{t-1}(S_t/\varphi_{t-1}) + \mu_t = S_t$$

Siendo φ_{t-1} la información disponible en $t-1$ y donde μ_t representa el término de ruido blanco exógeno a todos los elementos de φ_{t-1} . De este modo se puede reescribir la pasada igualdad del siguiente modo:

$$\alpha + \beta F_{t-1} + \mu_t = S_t$$

Si los agentes fueran siempre neutrales al riesgo⁵ la pasada igualdad constituiría una identidad con $F_{t-1} = S_t$, de modo tal que $\alpha=0$ y $\beta=1$. Si esto ocurriera en un mercado de futuros particular se podría afirmar que los agentes pueden prever perfectamente el precio spot futuro en base a los contratos de futuro disponibles hoy.

Para poder medir esto se utilizará la metodología de Johansen (1995). Para ello es necesario construir un modelo de vectores autorregresivo (VAR). Este implica una relación estadística donde las variables son explicadas por rezagos de sí mismas y de las demás variables. El cual puede representarse de la siguiente manera para cada país y para cada cultivo:

$$S_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^j \beta_{1,i} F_{t-1-i} + \sum_{i=1}^j \gamma_{1,i} S_{t-i} + \mu_t$$

$$F_{t-1} = \alpha_2 + \sum_{i=1}^j \beta_{2,i} F_{t-1-i} + \sum_{i=1}^j \gamma_{2,i} S_{t-i} + \mu_t$$

J= cantidad de lags óptimo

Los modelos VEC son aquellos modelos del tipo VAR los cuales tienen la característica de tener variables que cointegran. De este modo, es posible establecer un vector estacionario, el cual resulte a partir de una combinación lineal de las variables

⁵ Cabe señalar que esta igualdad que representa a los agentes neutrales al riesgo no constituye un supuesto para este trabajo. A lo largo del mismo el valor del coeficiente α podrá ser tanto positivo como negativo.

no estacionarias que constituyen el VAR. La relación de largo plazo que las variables tienen entre sí, puede ser vista en el término de corrección de error del VEC deberá adoptar la siguiente forma para cada país y para cada cultivo:

$$S_t = \alpha + \beta F_{t-1} + \varepsilon_t$$

Cabe recordar que el coeficiente α representa en este caso la prima de riesgo a la cual se enfrentan los operadores del mercado de futuro, mientras que β va a señalar los niveles más o menos eficientes de la previsión futura. De este modo, si $\beta < 1$ entonces se estará sobreestimando el precio spot futuro, mientras que si $\beta > 1$ se lo estará subestimando. Llegado el caso de que $\beta = 1$, los contratos a futuro estarían previendo perfectamente el precio spot.

Para corroborar la segunda hipótesis de trabajo se construirá también un VEC para cada cultivo donde la relación de largo plazo que se analizara será la siguiente:

$$F_{t;ARG} = \alpha + \beta F_{t;USA} + v_t$$

En este caso $F_{t;ARG}$ representa a los contratos a futuro para el mercado argentino, mientras que $F_{t;USA}$ son los contratos a futuro negociados en el mercado de Chicago. En caso de que exista una relación de cointegración y el coeficiente β sea estadísticamente significativo, podremos decir que existe una transferencia de información entre los mercados. Además se procederá a hacer un test de exogeneidad débil para ver cuál es el mercado que más influye sobre el otro.

Datos. Para esta investigación se incluyó información diaria correspondiente al periodo comprendido entre el año 1994 y 2015, provista por el MatBa (mercado de futuros de Buenos Aires) y el CMA-CBOT (mercado de futuros de Chicago). Los datos fueron extraídos de los correspondientes sitios webs de ambas bolsas de cereales.⁶ Fueron incluidos dos contratos por año, para ambos mercados: mayo y noviembre. Por su parte, el precio spot corresponde al promedio diario del mes de vencimiento del contrato.

Test de Raíz Unitaria

Dado que para construir un modelo VEC es necesario primero conocer la cantidad de raíces unitarias en cada una de las series, se realizó el correspondiente test de Augmented Dickey-Fuller sobre cada una de estas. Este test se realizó bajo el criterio de Schwartz y con 10 lags máximos. Una vez verificado que las series en niveles no eran estacionarias se repitió el test para cada caso, pero ahora considerando las series con

⁶ Los datos del CMA-CBOT fueron provistos por Reuters.

una primera diferencia. Los resultados obtenidos se sintetizan en el cuadro que figura a continuación.

Cuadro 1. Test de Estacionalidad Dickey-Fuller Aumentado

<i>Variable</i>	<i>Nivel</i>		<i>Primera Diferencia</i>		
	<i>t stat</i>	<i>Prob.*</i>	<i>t stat</i>	<i>Prob.*</i>	
Arg_soja_ 1 mes	-2.203454	0.4754	-6.790961	0.0000	I(1)
Arg_soja_ 3 meses	-2.237440	0.4574	-7.358538	0.0000	I(1)
Arg_soja_ 5 meses	-2.613671	0.2766	-9.007198	0.0000	I(1)
Arg_soja_spot	-2.858398	0.1859	-7.904291	0.0000	I(1)
Arg_trigo_1 mes	-2.658990	0.2585	-6.426806	0.0000	I(1)
Arg_trigo_3 meses	-2.847024	0.1909	-7.708389	0.0000	I(1)
Arg_trigo_5 meses	-2.750079	0.2240	-8.329382	0.0000	I(1)
Arg_trigo_spot	-2.595112	0.2846	-6.035213	0.0000	I(1)
USA_soja_ 1 mes	-2.296405	0.4266	-7.624029	0.0000	I(1)
USA_soja_ 3 meses	-2.262407	0.4443	-7.308303	0.0000	I(1)
USA_soja_ 5 meses	-2.412557	0.3681	-7.209227	0.0000	I(1)
USA_soja_spot	-2.305729	0.4218	-7.756206	0.0000	I(1)
USA_trigo_1 mes	-2.884579	0.1778	-5.440610	0.0000	I(1)
USA_trigo_3 meses	-2.123250	0.5183	-6.393994	0.0000	I(1)
USA_trigo_5 meses	-2.397115	0.3757	-7.484948	0.0000	I(1)
USA_trigo_spot	-2.243739	0.4541	-5.743083	0.0000	I(1)

Nota: En la serie de niveles para soja y trigo la prueba se realizó con intercepción y tendencia. Para las series de soja y trigo en su primera diferencia, la prueba se realizó sin intercepción ni tendencia.

Este test tiene como hipótesis nula que las variables tienen una raíz unitaria (es decir que son no estacionarias), por lo que podemos ver que ante un nivel de significatividad del 5% todas las series son I(1). De este modo se puede afirmar que las series son estacionarias en su primera diferencia.

Resultados para el estudio de Eficiencia de Mercado

En base a la múltiple literatura ya mencionada al respecto, la construcción de un vector de corrección de error va a permitir testear la hipótesis de eficiencia de mercado, para el caso del MatBa y del CME-CBOT en el periodo seleccionado. Si las series correspondientes a los precios spot y a los contratos de futuros para los tres periodos seleccionados son no estacionarias de orden uno y el modelo VAR cumple con los tres requisitos para los respectivos errores –normalidad, no autocorrelación y homocedasticidad–, será posible evaluar la existencia de cointegración para cada uno de los modelos armados.

Dado que en la sección pasada se demostró que todas las series son $I(1)$ y además se satisfacen las condiciones requeridas sobre los residuos de los modelos VAR,⁷ fueron realizados los test de cointegración y estimados los coeficientes de los modelos VEC.

Resultados del Test de Cointegración

A partir de un modelo VAR, habiendo verificado la consistencia en su estimación a través de los test a los residuos, es posible estimar un VEC si se encuentra una relación de cointegración entre las variables del VAR. Para detectar tal relación de largo plazo entre las variables se utilizó el test de Johansen. A su vez, dado que los datos tienen una tendencia constante y e intercepto, se deberá tener en cuenta estos aspectos para la selección de los criterios para realizar el test de Johansen.⁸

Cabe añadir, que dado que las series utilizadas en este trabajo son todas $I(1)$, se buscó obtener una única relación de cointegración entre las mismas. A continuación se presenta los cuadros que muestran los resultados del mencionado test para ambos mercados y cultivos en los tres modelos construidos: con contratos a un mes de su fecha de vencimiento, a tres meses y a cinco meses.

Tal como lo indican los resultados de cada una de las tablas, tanto a través del método de máxima verosimilitud, como por el método de la traza, todos los modelos presentaron una única relación de cointegración.

Cabe señalar, que al verificarse la relación de cointegración entre las series para cada uno de los modelos, se puede afirmar –dada la hipótesis de este trabajo– que en todos los casos los mercados se comportaron en condiciones de eficiencia para el periodo temporal seleccionado.

⁷ Los resultados correspondientes a dichos tests realizados a los modelos VAR se encuentran en el anexo del trabajo.

⁸ Para este trabajo se utilizó en todos los modelos el criterio definido por el software utilizado como: “lineal deterministic trend in data and intercept (no trend) in CE and test VAR”.

Cuadro 2. Resultados de las pruebas de cointegración para contratos a futuro y precios spot según el test de Johansen (1995)

Modelo	Soja			Trigo					
	λ_{trace}		λ_{max}	λ_{trace}		λ_{max}			
	H0: $r=0$	H0: $r \leq 1$	H0: $r \leq 1$	H0: $r=0$	H0: $r \leq 1$	H0: $r \leq 1$			
MatBa 1 mes	24.85680	2.273786	22.58302	2.273786	43.61489	3.840300	39.77459	3.840300	Cointegrado
p-value	0.0015	0.1316	0.0020	0.1316	0.0000	0.0500	0.0000	0.0500	
MatBa 3 meses	35.40444	1.455195	33.94925	1.455195	31.95930	2.548972	29.41032	2.548972	Cointegrado
p-value	0.0000	0.2277	0.0000	0.2277	0.0001	0.1104	0.0001	0.1104	
MatBa 5 meses	40.08220	1.459776	38.62242	1.459776	32.01286	2.423871	29.58899	2.423871	Cointegrado
p-value	0.0000	0.2270	0.0000	0.2270	0.0001	0.1195	0.0001	0.1195	
CME-CBOT 1 mes	34.03905	3.335877	30.70317	3.335877	54.94073	2.750900	52.18983	2.750900	Cointegrado
p-value	0.0000	0.0678	0.0001	0.0678	0.0000	0.0972	0.0000	0.0972	
CME-CBOT 3 meses	52.11550	2.674029	49.44147	2.674029	31.83626	1.532544	30.30372	1.532544	Cointegrado
p-value	0.0000	0.1020	0.0000	0.1020	0.0001	0.2157	0.0001	0.2157	
CME-CBOT 5 meses	70.61452	2.206355	68.40817	2.206355	29.08279	1.569524	27.51326	1.569524	Cointegrado
p-value	0.0000	0.1374	0.0000	0.1374	0.0003	0.2103	0.0002	0.2103	

Nota: en todos los casos se utilizó la prueba de "Linear Trend and with Intercept No Trend".

Relación de largo plazo y coeficientes del VEC

Dado que cada uno de los modelos VEC construidos en este trabajo para estudiar la eficiencia de mercado muestran la relación de largo plazo existente entre las variables consideradas, resulta relevante detallar a continuación el valor y el signo de los coeficientes obtenidos para cada caso.⁹

A continuación se presentan los valores de los coeficientes obtenidos para los modelos construidos para soja y trigo para cada mercado.

Cuadro 3. Modelos VEC, Eficiencia individual en los mercados

<i>Modelos</i>	<i>Soja</i>		<i>Trigo</i>	
	α	β	α	β
MatBa 1 mes	-0.203534	1.036357	-0.041135	1.010689
p-value		(0.02329)		(0.04314)
MatBa 3 meses	0.035645	0.996854	-0.442939	1.086974
p-value		(0.02481)		(0.06358)
MatBa 5 meses	-0.216454*	1.043048*	-0.238339	1.038832
p-value		(0.02483)		(0.07822)
CME-CBOT 1 mes	0.104972	0.984656	0.147601	0.972478
p-value		(0.01479)		(0.01686)
CME-CBOT 3 meses	0.191979	0.970479	-0.013863	1.002434
p-value		(0.03212)		(0.02414)
CME-CBOT 5 meses	-0.076488	1.017350	-0.139230	1.022173
p-value		(0.03550)		(0.03012)

Nota: en todos los casos se demuestra exogeneidad débil de la variable spot pero no en *.

En primer lugar se puede destacar que en todos los modelos el coeficiente “ α ” –asumido como la prima de riesgo temporal– es negativo y además es creciente (en términos absolutos) a medida que consideramos periodos más lejanos del momento de ejecución del contrato de futuro. Este hecho resulta intuitivamente consistente, dado que a medida que negociamos un determinado contrato de futuro el cual dista mucho de su ejecución, se deberá asumir una prima de riesgo mayor dado que la incertidumbre asociada se incrementa. A su vez, el signo negativo del coeficiente “ α ”

⁹ Cabe señalar que sobre dichos modelos se verificó que los mismos sean estables y sus coeficientes significativos. Para evaluar la significatividad de los coeficientes obtenidos se procedió a realizar un test imponiendo restricciones, de modo tal de comprobar si esta restricción rompe, o no, la relación de cointegración. De este modo se forzó a los coeficientes a ser iguales a cero, de forma tal que si se mantenía vigente la relación de cointegración, entonces dicho coeficiente no era significativo puesto que no aportaba información relevante.

responde a que dado que existe un riesgo inherente a los precios negociados de forma anticipada a la entrega de la mercadería, los cuales puede afectarse por múltiples shocks exógenos, puede ocurrir que los agentes tiendan a pactar, en términos estadísticos, valores de los contratos a futuro mayores que el spot. Esto fue lo que ocurrió en el periodo analizado en este trabajo.

Por otro lado en todos los casos el coeficiente β es positivo y cercano a uno, el cual a su vez también tiende a incrementa –en la mayoría de los casos– a medida que consideramos contratos más alejados de su periodo de ejecución. Este resultado también es intuitivamente el esperable, ya que a medida que consideramos contratos con mayor rezago temporal con respecto al precio spot futuro, aumenta la posibilidad de errar más en dicho precio esperado. De este modo, estadísticamente, la subestimación del precio spot futuro esperado es mayor a medida que nos alejamos en el tiempo.

Resultados de la transmisión de información entre mercados

Siguiendo al análisis propuesto en este trabajo, a continuación se presentan los resultados obtenidos para el testeo de la segunda hipótesis de este trabajo. Con tal objetivo se analizó la presencia de cointegración entre las variables de contratos a futuro del Matba y el CME-CBOT, en base a cada uno de los VAR estimados, y se prosiguió a construir los modelos VEC para cada cultivo y en base a los diferentes periodos de rezagos considerados.¹⁰ Finalmente, sobre dichos modelos VEC se realizó el test de exogeneidad débil para evaluar qué mercado influye más sobre el otro. Esto último permitió concluir sobre la dirección en la que viaja la información entre ambos mercados aquí seleccionados.

Resultados del test de Cointegración

Tal como fue realizada en la sección anterior, habiendo verificado la consistencia en la estimación de los modelos VAR a través de los test de los residuos, se utilizó el test de Johansen para verificar la existencia de una relación de cointegración entre las variables.¹¹

A continuación se presenta las tablas que muestran los resultados del mencionado test que relaciona ambos mercados, para el cultivo de soja y de trigo en base a los modelos construidos: con contratos a un mes de su fecha de vencimiento, a tres meses y a cinco meses.

¹⁰ Los resultados correspondientes a tests de los residuos realizados a los modelos VAR se encuentran en el anexo del trabajo.

¹¹ Se utilizó en todos los modelos el criterio definido por el software utilizado como: “lineal deterministic trend in data and intercept (no trend) in CE and test VAR”, ya que los datos tienen una tendencia constante y e intercepto. Acá también, dado que las series utilizadas son I(1), se buscó obtener una única relación de cointegración entre las mismas.

Cuadro 4. Resultados de la prueba de cointegración entre Matba y CME-CBOT según el test de Johansen (1995)

	Soja				Trigo			
	λ_{Trend}		λ_{max}		λ_{Trend}		λ_{max}	
	H0: $r=0$	H0: $r \leq 1$	H0: $r=0$	H0: $r \leq 1$	H0: $r=0$	H0: $r \leq 1$	H0: $r=0$	H0: $r \leq 1$
Contratos a futuro a 1 mes	16.27291	1.293770	14.97914	1.293770	20.54450	0.622152	19.92235	0.622152
p-value	0.0381	0.2554	0.0385	0.2554	Cointegrado	0.0079	0.4302	0.0057
Contratos a futuro a 3 meses	39.44280	2.224316	37.21848	2.224316	24.20252	1.687880	22.51464	1.687880
p-value	0.0000	0.1359	0.0000	0.1359	Cointegrado	0.0019	0.1939	0.0020
Contratos a futuro a 5 meses	31.20179	2.247242	28.95455	2.247242	Cointegrado	16.05292	0.759728	15.29319
p-value	0.0001	0.1339	0.0001	0.1339	Cointegrado	0.759728	0.759728	0.759728

Nota: en todos los casos se utilizó la prueba de "Linear Trend and with Intercept No Trend".

Al igual que lo obtenido en la pasada sección, los resultados indican que, tanto a través del método de máxima verosimilitud, como por el método de la traza, todos los modelos presentaron una única relación de cointegración.

En este caso, al verificarse la relación de cointegración entre el mercado de futuros de Chicago y el de Buenos Aires para los dos commodities seleccionados, se puede afirmar –dada la primera parte de segunda hipótesis de este trabajo– que existe una relación de largo plazo entre dichos mercados, en todos los casos estudiados.

Resultado del test de exogeneidad débil y coeficientes del modelo VEC

Habiendo demostrado la existencia de un vínculo de largo plazo entre el mercado de futuros de Buenos Aires y el de Chicago para el caso de la soja y el trigo, a través de la presencia de una relación de cointegración entre, ahora resulta posible analizar si efectivamente existe una mayor influencia del mercado de Chicago sobre el de Buenos Aires, tal como se postula en la segunda hipótesis del trabajo. Para esto son estimados los correspondientes modelos VEC asociados a cada modelo, y es testeada en cada caso si la serie de contratos a futuro del CME-CBOT resulta la débilmente exógena.

A continuación se presentan los resultados obtenidos para dicha estimación.¹²

Dado que el coeficiente β es estadísticamente significativo, resulta posible afirmar que existe una transferencia de información entre ambos mercados.

Además, en todos los casos la serie de contratos a futuro correspondientes al mercado de Chicago resultó ser débilmente exógena. A partir de estos contundentes resultados se puede demostrar que el mercado de futuros Chicago influye sobre el comportamiento del mercado de futuros de Buenos Aires, para el caso de los dos commodities seleccionados. En términos generales se podría concluir que un cambio en un 1% en los precios de los contratos a futuro del mercado de Chicago implican un cambio del 0.8% en los precios del mercado de futuro de Buenos Aires.¹³

12 Sobre dichos modelos se verificó que los mismos sean estables y sus coeficientes significativos, tal como fue realizado en la sección anterior.

13 En este caso, el coeficiente “ α ” –asumido como la prima de riesgo temporal para el análisis de eficiencia de mercado de la sección anterior– va a representar en este caso la prima de riesgo asociada al mercado de Buenos Aires. Ciertamente su interpretación carece de relevancia a efectos de los objetivos del presente trabajo.

Cuadro 5. Modelos VEC, transmisión de información entre mercados

<i>Modelos</i>	<i>Soja</i>		<i>Trigo</i>	
	α	β	α	β
Contratos a futuro a 1 mes p-value	0.772698 (0.02896)	0.856890 (0.02896)	1.891154 (0.07042)	0.625265 (0.07042)
Contratos a futuro a 3 meses p-value	0.704243 (0.02560)	0.867871 (0.02560)	1.727850 (0.06307)	0.660877 (0.06307)
Contratos a futuro a 5 meses p-value	0.860947 (0.03389)	0.839144 (0.03389)	1.094549 (0.06227)	0.796708 (0.06227)

Nota: * indica que la relación de cointegración persiste al 1%, ** indica que la relación de cointegración persiste al 5%, *** indica que la relación de cointegración persiste al 10% o más.

Conclusión

En la primera sección de este trabajo se analizó la eficiencia de mercado de futuros para el caso del cultivo de soja y trigo en el MatBa y en el CME-CBOT. Los resultados obtenidos demuestran que, a lo largo del periodo contemplado, ambos mercados operaron en condiciones de eficiencia. De este modo, los precios para dichos commodities obtenidos a partir de los mercados de futuros operaron, en términos estadísticos, como un pronóstico de los precios spot. Esta situación se verificó, habiendo encontrado una relación de cointegración tanto con uno, tres y cinco meses de rezago. A su vez, los coeficientes de los modelos VEC aportaron información adicional del modo en el cual se relacionan las variables en el largo plazo.

En la segunda sección de este trabajo se demostró que existe una importante relación entre la eficiencia del mercado de futuros de Chicago y el de Buenos Aires, para el caso de los commodities seleccionados. En primer lugar, dado que se halló una relación de cointegración en todos los modelos estimados, se pudo demostrar que existe una relación de largo plazo entre las cotizaciones de los contratos a futuro de ambos mercados, para el caso del trigo y de la soja.

En segundo lugar, los resultados alcanzados también muestran que los cambios de precios del CME-CBOT influyen los cambios del MatBA. Esto fue demostrado a través de la existencia de exogeneidad débil en el modelo de corrección de errores por parte del mercado de futuros de Chicago para todos los casos analizados. Dado que esta relación pudo ser demostrada en todos los modelos, se puede concluir que dicha influencia resultó ser altamente relevante para el funcionamiento eficiente del mercado de futuros de Buenos Aires. De este modo, a pesar del relativo escaso volumen de operaciones llevadas a cabo en el MatBa, el mercado de futuros pudo operar en condiciones de eficiencia gracias a la transmisión de información proveniente del CME-CBOT.

Bibliografía

- ALI, J. y GUPTA, K. B. (2011), "Efficiency in agricultural commodity futures markets in India: Evidence from cointegration and causality tests", *Agricultural Finance Review*, Vol. 71 Iss 2 pp. 162 – 178.
- ARMAH P. SHANMUGAMB, V. (2013), "Price Hikes in US Agricultural Commodity Futures Markets: An Empirical Efficiency Test", *Journal of Food Distribution Research*, Vol. 44 Issue 1.
- AROURI, M., JAWADI, F. y MOUAK, P. (2011). "The Speculative Efficiency of the Aluminum Market: A Nonlinear Investigation", 2011/2 n° 126, pag 73 a 90, ISSN 1240-8093.
- BECK, E.S. (1994), "Cointegration and Market Efficiency in Commodities Futures Markets", *Applied Economics*, 26, 249-257.
- DELGADO, G. y LEMA, D. (2001), "Eficiencia en el Mercado de Commodities Agrícolas: La Paridad entre Precio Spot y Futuro de Trigo en Argentina 1995-2000", Instituto de Economía y Sociología del INTA.
- ENDERS, W. (2015) "Applied Econometrics Time Serie", 4th Edition, John Wiley & Sons.
- FAMA, E.F, FRENCH, K. (1987). "Commodity futures prices: Some evidence of forecast power", premiums and the theory of storage, *Journal of Business*, 60(1), 55-73.
- FAMA, E.F. (1970). "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, 25, 383-417.
- FAMA, E.F. (1991). "Efficient capital markets: II", *Journal of Finance*, 46, 1575-1617.
- FISANOTTI, L. (2014) "Antecedentes Históricos de los Mercados de Futuros y Opciones: Cobertura y Especulación", *INVENIO* 17 (33) 2014: 9-19.
- GRIGNAFINI, A. (1998), "La Eficiencia en los Mercados de Futuro: Análisis Empírico del Mercado de Rosario", Programa de Formación.
- HULL, J. (1993), "Options, Futures, and Other Derivate Securities", University of Toronto, Second Edition, Prentice Hall.
- JOHANSEN (1995), "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models", Oxford University Press.
- KUMAR, S. (2004), "Price Discovery and Market Efficiency: Evidence from Agricultural Commodities Futures Markets", *South Asian Journal of Management*, April-June.
- LACHMAN J. (2016), "Estudio sobre la Eficiencia y la Previsión Perfecta en el Mercado de Futuros Agrícolas: un Análisis para el MatBa en el Caso Particular del Cultivo de Soja entre 2005 y 2014", Universidad de Buenos Aires, available online: http://issuu.com/jeremiaslachman/docs/lachman_estudio_sobre_la_eficiencia?workerAddress=ec2-54-174-194-75.compute-1.amazonaws.com
- LAI, K. S., & LAI, M. (1991). A cointegration test for market efficiency. *Journal of Futures Markets*, 11(5), 567-575.
- MALLIARIS, A. G. and URRUTIA J. L. (1998), "Volume and Price Relationships: Hypo-

theses and Testing for Agriculture Futures”, *The Journal of Futures Markets*, Vol. 18, No. 1, 53-75.

MCKENZI, A. and HOLT M. (1998), “Market efficiency in Agricultural Future Markets”, American Agricultural Economics Association Annual Meeting in Salt Lake City.

WANG, H.H., KEANDKE, B. (2005), “Efficiency tests of agricultural commodity futures markets in China”, *Australian Journal of Agricultural and Resources Economics*, 49(2), 125-141.

WATKINS, C. AND MCALEER, M. (2006), “Pricing of Non-Ferrous Metals Futures on the London Metal Exchange”, *Applied Financial Economics*, 16, 853-880.

ANEXO I.

Cuadro anexo 1. Estructura VAR para la eficiencia de mercado de soja y trigo

<i>Soja</i>	<i>Estructura del modelo VAR</i>		<i>Resultados de las pruebas a los residuos</i>		
	<i>Número de rezagos incluidos</i>	<i>Criterios de longitud de los rezagos</i>	<i>Normalidad por</i>	<i>Sin Autocorrelación por</i>	<i>Sin Heterocedasticidad por</i>
MatBa 1 mes	4		Doornik-Hansen	Test LM	White (Sin términos cruzados)
MatBa 3 meses	4	LR, FPE, AIC & HQ	Cholesky (Lutkepohl) & Doornik-Hansen	Test LM	White (Sin términos cruzados)
MatBa 5 meses	4	FPE, AIC, HQ	Cholesky (Lutkepohl) & Doornik-Hansen	Test LM	White (Sin términos cruzados)
CME-CBOT 1 mes	1	LR, FPE, AIC, SC & HQ	Cholesky (Lutkepohl) & Doornik-Hansen	Test LM	White (Sin términos cruzados)
CME-CBOT 3 meses	1	LR, FPE, AIC, SC & HQ	Cholesky (Lutkepohl) & Doornik-Hansen	Test LM	White (Sin términos cruzados)
CME-CBOT 5 meses	1	LR, FPE, AIC, SC & HQ	Cholesky (Lutkepohl) & Doornik-Hansen	Test LM	White (Sin términos cruzados)

Nota: LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level); FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion.

<i>Modelo</i>	<i>Estructura del modelo VAR</i>		<i>Resultados de las pruebas a los residuos</i>		
	<i>Número de rezagos incluidos</i>	<i>Criterios de longitud de los rezagos</i>	<i>Normalidad por</i>	<i>Sin Autocorrelación por</i>	<i>Sin Heterocedasticidad por</i>
MatBa 1 mes**	1	LR, FPE, AIC, SC & HQ	Cholesky (Lutkepohl) & Doornik-Hansen	Test LM	White (Sin términos cruzados)
MatBa 3 meses	2	FPE & AIC	Cholesky (Lutkepohl) & Doornik-Hansen	Test LM	White (Sin términos cruzados)
MatBa 5 meses	2	FPE, AIC, SC & HQ	Cholesky (Lutkepohl)	Test LM	White (Sin términos cruzados)
CME-CBOT 1 mes	1	LR, FPE, AIC, SC & HQ	Cholesky (Lutkepohl)	Test LM	White (Sin términos cruzados)
CME-CBOT 3 meses	3	LR, FPE, AIC, HQ	Cholesky (Lutkepohl)	Test LM	White (Sin términos cruzados)
CME-CBOT 5 meses*	3	LR, FPE & AIC	Cholesky (Lutkepohl) & Doornik-Hansen	Test LM	White (Sin términos cruzados)

Nota: * indica que se utilizó una variable dummie para el 11/2007, ** indica que se utilizó una variable dummie para el 11/2007 y 11/1995.

ANEXO II.

Cuadro anexo 2. Estructura VAR para los modelos de trasmisión de información entre mercados

<i>Soja</i>	<i>Estructura del modelo V/AR</i>		<i>Resultados de las pruebas a los residuos</i>	
	<i>Número de rezagos incluidos</i>	<i>Criterios de longitud de los rezagos</i>	<i>Normalidad por</i>	<i>Sin Autocorrelación por Sin Heteroelasticidad por</i>
Contratos a futuro a 1 mes	5	LR	Doornik-Hansen	Test LM White (Sin términos cruzados)
Contratos a futuro a 3 meses	1	FPE, AIC, SC & HQ	Doornik-Hansen	Test LM White (Sin términos cruzados)
Contratos a futuro a 5 meses	1	LR, FPE, AIC, SC & HQ	Cholesky (Lutkepohl) & Doornik-Hansen	Test LM White (Sin términos cruzados)

Nota: * indica que se utilizó una variable dummy para 05/2004.

Nota: LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level); FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion.

<i>Trigo</i>	<i>Estructura del modelo V/AR</i>		<i>Resultados de las pruebas a los residuos</i>	
	<i>Número de rezagos incluidos</i>	<i>Criterios de longitud de los rezagos</i>	<i>Normalidad por</i>	<i>Sin Autocorrelación por Sin Heteroelasticidad por</i>
Contratos a futuro a 1 mes	1	SC	Cholesky (Lutkepohl) & Doornik-Hansen	Test LM White (Sin términos cruzados)
Contratos a futuro a 3 meses	1	LR, FPE, AIC, SC & HQ	Cholesky (Lutkepohl) & Doornik-Hansen	Test LM White (Sin términos cruzados)
Contratos a futuro a 5 meses	3	LR, FPE, AIC & HQ	Cholesky (Lutkepohl) & Doornik-Hansen	Test LM White (Sin términos cruzados)

Nota: LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level); FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion.