

# Trabajo Final de Graduación Maestría en Finanzas UTDT

Año Académico 2020

Alumno: Juan Martín Rinaldi

Tutor: Nicolás Merener

Rollover en la Curva de Crudo WTI: Un Análisis de Hechos Estilizados



#### **ABSTRACT**

Los futuros de crudo WTI despiertan gran curiosidad no sólo para los participantes del mercado en el que se negocian, sino también en el mundo académico y en el público en general. Recientemente, el primer futuro de la curva negociándose por primera vez en su historia a valores negativos ha vuelto a despertar un profundo interés en estos contratos derivados y también ha sembrado la confusión en muchos agentes del mercado, investigadores, periodistas y burócratas.

¿Ha sido esta incursión en terreno negativo parte de un fenómeno estacional que se da alrededor del final de la vida del primer contrato?¿Existe tal patrón? Si existe, ¿se puede medir? ¿Qué implica para los participantes del mercado en cuanto a su estrategia óptima al acercarse la expiración del futuro? De identificarse una regularidad de este tipo, ¿está causada al menos en parte por cómo se posicionan los coberturistas y especuladores en el mercado? Entre otras, estas son algunas preguntas que este trabajo intenta abordar. Para procurar responderlas, se combina la potencia de diversas técnicas estadísticas con la observación empírica. Se intenta encontrar hechos estilizados y sacar conclusiones estrictamente basadas en la evidencia.

Las dos principales ramas metodológicas que se siguen para poner a prueba las hipótesis planteadas, siguen un proceso secuencial a través del cual se facilita el descubrimiento de patrones y la interpretabilidad de los resultados. Representan una novedosa aplicación de estudios ya conducidos sobre otros objetos de estudio por respetados investigadores, aunque sobre una entidad diferente con características muy particulares: los *calendars* de la curva de futuros de crudo WTI.

Se encuentran ciertas regularidades en tornos a las ventanas de *rollover* que son más o menos ruidosas dependiendo del punto de la curva que se esté observando. Las distribuciones de estos constructos tienen llamativas peculiaridades que son convenientemente destacadas, procurando diseccionar con un grado de detalle aceptable lo que se observa en las mismas. Tal vez el hallazgo más destacable en lo que a esto respecta es que el primer *calendar* de futuros es peculiarmente diferente a los demás estudiados.

No hay evidencia estadística suficiente para pensar que los cambios en cómo se posicionan los coberturistas y especuladores causa cambios en el precio de este primer *calendar* y tampoco al revés. No obstante, se reconocen las limitaciones metodológicas existentes por lo que la puerta para futuros estudios al respecto permanece abierta.

El estudio aquí conducido suscita preguntas que esperan ser respondidas. ¿Por qué el primer *calendar* es tan distinto a los demás?¿Qué hallazgos habrá si se aplica una técnica de *clustering* sobre el mismo? ¿Empleando una metodología diferente a la seguida, puede identificarse una relación causal desde las variables de posicionamiento al *calendar* o viceversa? ¿Qué ocurre si aplicamos la misma metodología para evaluar la causalidad pero con otros *calendars* de la curva? Son sólo algunas de ellas, como semillas arrojadas al campo fértil de la investigación futura.



## ÍNDICE

,	
1. INTRODUCCIÓN	4
2. DESARROLLO EMPÍRICO	10
2.1. DESCRIPCIÓN DE LAS HIPÓTESIS A TESTEAR	10
2.2. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS A UTILIZAR	10
2.2.A. Hipótesis A	10
2.2.B. Hipótesis B	12
2.3. DESCRIPCIÓN Y JUSTIFICACIÓN DE LA METODOLOGÍA E	CONOMÉTRICA A
UTILIZAR	14
2.3.A. Hipótesis A	14
2.3.B. Hipótesis B	17
2.4. RESULTADOS EMPÍRICOS	19
2.4.A. Hipótesis A	19
2.4.A.1. Análisis Exploratorio de Datos	19
2.4.A.2. IDENTIFICACIÓN DE PATRONES EN TORNO A LA VENT	
2.4.B. HIPÓTESIS B	37
2.4.B.1. ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS	37
3. CONCLUSIONES	46
4. BIBLIOGRAFÍA	48
APÉNDICE	50



## 1. INTRODUCCIÓN

Un contrato futuro, siguiendo a Hull (2011), es un acuerdo para comprar o vender un activo en una fecha específica en el futuro a un precio determinado. Hay muchas bolsas de valores en todo el mundo que negocian contratos de futuros. La Bolsa de Comercio de Chicago y la Bolsa Mercantil de Chicago, por ejemplo, son las dos más grandes de Estados Unidos que lo hacen. Las bolsas de futuros permiten negociar entre sí a las personas que desean comprar y vender activos en el futuro.

Los contratos futuros sobre cualquier activo tienen una fecha de expiración cierta y también poseen una separación temporal, típicamente mensual o trimestral. Dicho de otra manera, los contratos futuros tienen una vida limitada. El conjunto de todos los futuros listados sobre un mismo activo, entonces, configura lo que conocemos en la jerga financiera como curva de futuros sobre el mismo. Si dicha curva tiene una pendiente positiva, se dice que se encuentra en *contango*<sup>1</sup>; si tiene pendiente negativa, está en *backwardation*<sup>2</sup>. Esta característica de las curvas de futuro tiene una importancia capital para los participantes en el mercado, ya sean especuladores o coberturistas, por múltiples motivos.

Cuando un agente en el mercado mueve su posición en un determinado contrato desde un vencimiento más cercano hacia otro más lejano, se dice que está ejecutando un *rollover* o *roll*. Cuando la curva de futuros de interés se encuentra en *backwardation*, por ejemplo, ejecutar un *roll* implicará deshacerse de un contrato con expiración más próxima a la fecha actual a un determinado precio para reemplazar esa misma posición por la de un contrato con una expiración más lejana que cotiza a un precio menor. Es en la diferencia en cotización entre los dos contratos donde se encuentra implícito el costo de esta transacción.

Cada participante en el mercado tendrá su estrategia para ejecutar el *roll*. Algunos lo harán antes de una cierta cantidad de días restantes para que expire el contrato que actualmente poseen. Otros, observarán cómo evolucionan ciertos indicadores de liquidez como el *open interest* (número total de contratos abiertos sobre un determinado activo que todavía no han llegado a su *settlement*—liquidación-) o el volumen (número de contratos operados por unidad de tiempo) y en función de ello determinarán cuando es menos riesgoso o más conveniente hacerlo.

Lo cierto es que no existe una forma estandarizada de ejecutar un *roll* de manera óptima que pueda generalizarse a todos los contratos. Dependerá de muchas condiciones que son inherentes a cada activo y segmentos del mercado, sin mencionar que habrá que considerar su interacción con otros factores exógenos; entre otros, el nivel general de liquidez preexistente en el mercado y la aparición de disrupciones circunstanciales pueden influir de manera directa en las decisiones sobre el tiempo y forma óptimos para ejecutar el *roll*.

Chan (2013), considera que no importa cómo se decida la fecha de *rollover*, es una molestia extra que tiene que tomarse para incorporarlo a una estrategia de *trading* dado que esta actividad de compra y venta es independiente de la estrategia en sí y resultará en un retorno mínimo adicional o *profit and loss* (P&L). El

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Cuando los futuros sobre un subyacente se negocian a valores mayores al mismo a lo largo de la curva, lo que implica que se espera que el precio del subyacente crezca en el tiempo configurando una curva forward con pendiente positiva.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Cuando los futuros sobre un subyacente se negocian a valores menores al mismo a lo largo de la curva, lo que implica que se espera que el precio del subyacente caiga en el tiempo configurando una curva forward con pendiente negativa.



P&L ciertamente se ve afectado por este "rendimiento de *roll*" que no es una consecuencia de ejecutar el roll en sí, sino que está presente todos los días en todos los contratos.

Así, la forma y *timing* óptimos de ejecutar el *roll* es un problema que ha sido atacado por múltiples investigadores en el campo de las finanzas empíricas dada la elevada importancia que tiene en cuanto a su impacto en el rendimiento de estrategias que involucran el uso de contratos futuros. Sin embargo, los resultados que han obtenido no son siempre concluyentes y mucho menos extensibles a todos los contratos de futuros. A su vez, el impacto del *roll* no sólo afecta a las estrategias de *trading* sino también a estudios que emplean para diversos fines contratos futuros en su estructura de datos.

Holmes et al. (2005) mencionan que el volumen de *trading* ha sido ampliamente utilizado como una medida de la tasa de incorporación de información nueva y como un medio para echar luz sobre la precisión de la información en sí. Desafortunadamente, a diferencia de la información sobre el volumen en acciones, la referida a la negociación de contratos futuros está afectada no solamente por la incorporación de nueva información sino también por la actividad de "*rollover*". La misma afecta el volumen de todos los contratos y el *open interest* individual de los contratos, pero no el *open interest* total en todos los contratos involucrados. El impacto del *rollover* tiene implicancias importantes para estudios que usan información de futuros como *proxy* <sup>3</sup> de la tasa de incorporación de información nueva.

Este es también un tema de importancia capital para aquellos participantes en el mercado que emplean contratos futuros como un medio de cobertura y no para elaborar estrategias especulativas. Los coberturistas también tienen que tomar una delicada decisión sobre cuál es la forma y el *timing* óptimos para ejecutar su *rollover*. Los costos de hacerlo cambiarán en más o en menos como una consecuencia directa de esta decisión.

De acuerdo a Ripple et al. (2005), si el horizonte de cobertura fuera de seis meses, ¿sería más efectivo hacerlo con contratos futuros que calcen perfectamente con ese plazo o con una estrategia de *rollover* de contratos con vencimiento más cercano a través del plazo de cobertura? Los resultados empíricos muestran que la cobertura de una posición *spot* en el crudo WTI es más efectiva haciendo esto último.

Parafraseando a Veld-Merkoulova et al. (2002), usar una estrategia de *rollover* en una cobertura de largo plazo resulta en un riesgo residual elevado, que está relacionado a la incertidumbre respecto a las bases de los futuros. Dicho riesgo puede minimizarse elaborando una estrategia que emplea un modelo sobre la *term-structure* de la *convenience yield* de un factor que minimiza tanto el riesgo relacionado al precio *spot* del *commodity* y el riesgo de *rollover* usando futuros con dos vencimientos distintos

Es posible percibir que los diversos investigadores que han intentado atacar el problema lo han hecho en su mayoría desde el punto de vista empírico, ya fuera por la vía de identificar hechos estilizados o la modelización empírica. El presente trabajo se mantendrá en esta misma línea, buscando combinar la potencia de estas dos herramientas metodológicas con el objetivo de aportar información valiosa que pueda servir a los diferentes participantes del mercado y disminuir su incertidumbre en la toma de decisiones. Como se ha mencionado brevemente en los párrafos anteriores, esto tiene un impacto directo sobre las

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Medida que aislada no tiene gran interés, pero que permite obtener otras de mayor utilidad.



estrategias especulativas, el costo de las coberturas y también en el campo fértil de la investigación, particularmente cuando se emplean contratos futuros como variable de interés para diversos fines.

Edwards & Canter (1995), Pirrong (1997), entre otros, han mostrado que la espectacular caída de la firma Metallgesellschaft (MG) se debió a su estrategia de retener futuros de crudo con vencimiento lejano cubriéndolos con un *rollover* de futuros con vencimiento más cercano. Según Geman & Kharoubi (2008), esto refleja que aún los participantes más sofisticados en el mercado de este producto encuentran obstáculos en su objetivo primordial al ingresar al mismo para entender y aplicar apropiadamente sus estrategias. He allí, nuevamente, la importancia estratégica de describir y entender de forma adecuada las características y propiedades de este peculiar fenómeno antes de poder examinar otras cuestiones relacionadas.

Los futuros de crudo WTI que cotizan en la bolsa de Nueva York (NYMEX) son considerados los más líquidos del mundo. Medidos en volumen de operatoria diaria, se negocian nada menos que alrededor de 1.2 millones. WTI es un acrónimo para *West Texas Intermediate*, un *light sweet crude oil blend* que es un grado específico de crudo que contiene 0.24% de sulfuro y ello es lo que lo le ha ganado la descripción de *sweet*, teniendo una baja densidad (lo que lo hace *light*). Se trata de una de las tres grandes referencias de crudo en el mercado de energía, junto con el *Brent* y el crudo de *Dubai*. El crudo WTI es el *commodity* subyacente del futuro de crudo que cotiza en NYMEX, considerado de alta calidad y que puede refinarse con facilidad.

El WTI es la referencia más importante de crudo para América del Norte y es producido en Estados Unidos, fundamentalmente en la región conocida como Cuenca Pérmica al Sudoeste de dicho país. El grueso del crudo viene del estado de Texas y viaja por un sistema de conductos que lo depositan en las refinerías del Oeste de EE. UU. y el Golfo de Méjico. Los acuerdos de entrega y fijación de precio de este producto tienen un lugar específico donde se cruzan la mayor parte de estos ductos: Cushing, Oklahoma, EE. UU. En dicha localidad, hay una compleja red de almacenamiento y transporte de este producto que permite mover un promedio de 6.5 millones de barriles por día y almacenar hasta 90 millones, lo que representa un 13% de la capacidad de *stockeo* de los EE. UU.

Los futuros de WTI que cotizan en NYMEX tienen como subyacente el equivalente a 1000 barriles de crudo WTI. El tamaño mínimo del cambio en el valor del contrato (*tick size*) es de 1 centavo de dólar estadounidense (USD), siendo el valor de dicho cambio de 10 USD. Esto significa que, si se posee un contrato futuro con estas características, la posición ganará o perderá 10 USD por cada centavo que se mueva la cotización del mismo. Como el subyacente son 1000 barriles, el valor de un cambio de 1% en la posición (*DV01* en la jerga) es de 1000 USD. Un aspecto muy importante para tener en cuenta de estos contratos es que operan con entrega física (*physical delivery*), por lo que si un participante en el mercado está comprado en 1 contrato futuro estará obligado a recibir 1000 barriles de crudo WTI con entrega en Cushing, Oklahoma y de la manera descripta en un manual de instrucciones conocido como NYMEX *Rulebook*. Esto lo diferencia de otros contratos con liquidación en efectivo (*cash settlement*), en donde la liquidación de las posiciones se compensa con movimientos no físicos sino en forma financiera contra saldos en las cuentas de los participantes.

La separación de los contratos es mensual, existiendo un contrato futuro por cada mes calendario del año. El valor del primer contrato a la fecha (junio o CLM0, su *ticker* en Bloomberg) es de alrededor de 25 USD y la curva de contratos futuros actualmente se encuentra en *contango* cuando típicamente está en



backwardation. Esta configuración de la curva de futuros implica que al ejecutar un rollover un agente en el mercado que se encuentra comprado (long) en el contrato de junio (CLM0) a 25 USD y el de julio cotiza a 26 USD, el valor del roll es positivo y de 1 USD (26 USD – 25 USD). Es el resultado de vender el contrato de junio y volver a comprar en la misma cantidad el contrato de julio. A esto, en la jerga, se le denomina calendar o spread y es considerado un proxy de la derivada primera de la curva evaluada en ese tramo.



Figura 1. Curva de contratos futuros sobre el WTI en contango, al 07-05-20

Fuente: Bloomberg.

A los efectos de medir si el *calendar* experimenta variaciones significativas en la ventana del roll, existen diversas herramientas estadísticas de válida aplicación y sobre ellas la literatura es vasta. El fenómeno aquí estudiado se asemeja a una estacionalidad o *seasonality* en su versión anglosajona. Algunos de los trabajos seminales en finanzas aplicadas sobre este tema se han enfocado más en documentar estos fenómenos en otros mercados (índices, acciones, bonos del Tesoro de EEUU, oro, entre otros), en su presentación anual - Kleim (1983)-, a mitad de mes -Ariel (1987)-, en un determinado día de la semana -French (1980), Gibbons & Hess (1981), Keim & Stambaugh (1984)- o hasta en un determinado momento del día -Harris (1986)-. La evidencia que encontraron sobre la existencia de estos efectos es abrumadora y llevó a ciertos investigadores a plantear nuevas preguntas en torno a la racionalidad y a la eficiencia de los mercados por la consistencia y recurrencia de estos artefactos estacionales.

En las curvas de futuro, en general, los trabajos académicos se concentran más en medir ciertas estacionalidades relacionadas a factores más de naturaleza fundamental que a cuestiones técnicas. Sorensen (2002), por ejemplo, modeló la dinámica del logaritmo de los precios de futuros sobre *commodities* agropecuarios como una suma de un componente determinístico estacional, una variable de estado no estacionaria y una variable de estado estacionaria, encontrando algunos patrones estacionales que pudo medir convenientemente. Todorova (2004), indagó sobre este aspecto en el mercado de futuros de energía (crudo y gas) capturando las estacionalidades presentes en ellos con variables *dummy* (un artefacto que asume valor 0 ó 1, ante la ausencia o presencia de algún efecto categórico) dentro de un modelo. No obstante, no ha sido posible encontrar trabajos que se ocupen de identificar si existe un componente estacional propio en torno a la ventana de *roll* de futuros de crudo WTI.

Este documento sigue una potente metodología descripta en Lou et al. (2013), en donde se busca entre otras cosas identificar patrones estacionales en bonos del tesoro de los EE. UU. en torno a sus subastas. La



simpleza y potencia del método son particularmente atractivos para una novel aplicación en los *calendars* de futuros de crudo WTI, en donde se cree existe un vacío en la literatura. La búsqueda de estos patrones a través de mecanismos replicables y robustos como el aquí utilizado pueden favorecer la discusión sobre el tema en el futuro, facilitando la actualización de los resultados a medida que nueva información sea incorporada.

Otro tópico que aparentemente no ha sido abordado todavía es si existe evidencia suficiente para pensar que hay una relación causal entre el posicionamiento de los agentes en este tipo de activos y el costo del *rollover*. Esto se debe, posiblemente, a que no ha sido sino hasta recientemente que contamos con información pública al respecto. La Comisión de Negociación de Futuros (Commodity Futures Trading Comission) de los EE. UU. ha liberado información sobre 22 futuros de *commodities* (entre ellos, de WTI) recién en 2007 en un reporte conocido como *Commitments of Traders Report*. En dicho reporte, es posible observar (entre otras cosas) el posicionamiento sobre futuros de crudo WTI desagregados en los dos grandes participantes del mercado de interés: especuladores (*non-commercial*) y coberturistas (*commercial*)<sup>4</sup>.

En este trabajo se emplea como guía a Ding et al. (2014), en donde los autores se preguntan si existe una relación causal entre el posicionamiento neto de los coberturistas y especuladores en el mercado de crudo WTI y el precio *spot* de este *commodity*. Encuentran algunas evidencias de causalidad y emplean una metodología con destacable robustez que se describirá más adelante, con la que aquí se intentará hacer una aplicación novedosa para explorar si hay una relación causal entre las mismas medidas de posicionamiento y el costo del *rollover* para el primer *calendar* de futuros WTI.

Recientemente, un atípico movimiento en los futuros de crudo WTI que se describirá más adelante ha producido un debate (que continúa hasta ahora) respecto a si existe o no una relación causal entre las posiciones de los especuladores y coberturistas y el precio del primer futuro de crudo WTI. Los escasos (en relación a otros) estudios que navegan en estas aguas, buscan por lo general verlo respecto al precio *spot* del crudo WTI y los hay en dos sentidos: los que reportan que no hay una relación causal entre estas variables y que los movimientos del precio *spot* se deben a factores más fundamentales - Alquist & Gervais (2013), Hamilton (2009), Till (2009)- y los que argumentan que sí existe una presión especulativa sobre los precios en el mercado de futuros de crudo WTI- Cho (2008), Masters (2008), Khan (2009) y Singleton (2011)-. No obstante, no ha sido posible encontrar ninguno que se concentre específicamente en el *rollover*. En este trabajo, por ende, se busca llenar ese vacío. Esto junto con el hecho de que la literatura se encuentre dividida, hacen que explorar este tópico revista una gran importancia.

En otra dirección, Chevallier (2013) desarrolló un análisis del tipo *Markov Switching* basado en los precios de futuros de WTI, información desagregada del CFTC para el posicionamiento de los participantes del mercado y factores fundamentales que afectan la oferta y demanda de crudo. Su conclusión fue que no fue posible eliminar estadísticamente la posibilidad de que la especulación haya estado entre los principales motivos detrás de la gran variación de los precios del crudo WTI durante 2008. Esto es interesante para observar cómo cambian las sensibilidades a esta variable de interés, por parte del precio del futuro de crudo ante cambios de regímenes y puede considerarse para futuras expansiones de lo aquí tratado.

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Un especulador es típicamente un participante del mercado cuyo objetivo al tomar una posición en un futuro (en este caso) es obtener una rentabilidad mayor a cero. Un coberturista, por su parte, es un agente del mercado que al tomar una posición en un futuro busca cubrirse frente a variaciones en el precio del subyacente del mismo.



Entre *practitioners*<sup>5</sup>, hay una creencia generalizada de que cómo se posicionan los coberturistas y los especuladores afectará en alguna medida la actividad de los precios durante la ventana de *roll*. Típicamente, se habla de una ventana de tiempo de alrededor de dos semanas alrededor de la expiración del primer futuro para alcanzar el pico de la actividad de *rollover*. Muchos reportes de bancos de inversión como Barclays tratan este tema, pero enfocándose en derivados de tasas de interés como los futuros sobre bonos del Tesoro de Estados Unidos. En este tipo de documentos, se considera usualmente a las medidas de posicionamiento como información complementaria o un determinante de segundo orden influyendo sobre el precio del *calendar*.

Así, este trabajo abordará dos cuestiones fundamentales del *rollover* en los futuros de crudo WTI: procurar identificar si existe y eventualmente medir el efecto estacional de esta actividad y evaluar si el posicionamiento de los grandes participantes del mercado, especuladores y coberturistas, causa variaciones en el costo de la estrategia. Siendo un asunto poco explorado en la literatura y dado que además la misma está dividida, hay potencial para llenar un vacío que en definitiva es de gran relevancia y actualidad para las estrategias de los agentes que participan en este mercado, potencialmente brindando información valiosa para su toma de decisiones. Simultáneamente, dado el uso generalizado de estos futuros en trabajos de investigación como indicadores de interés también reviste interés académico.

<sup>5</sup> Término para designar a un profesional en un determinado campo que destaca por su experiencia en él. A diferencia de un académico, su objetivo último no es el de llegar al fondo de una cuestión sino proveer soluciones pragmáticas a problemas que se presentan en la práctica profesional.



## 2. DESARROLLO EMPÍRICO

#### 2.1. DESCRIPCIÓN DE LAS HIPÓTESIS A TESTEAR

La hipótesis subyacente en el presente trabajo podría dividirse en dos partes bien diferenciadas:

- A. Existe un efecto estacional en cada ventana de *rollover* que afecta más al primer *calendar* de futuros de crudo WTI respecto a los otros 3 que le siguen.
- B. Existe una relación causal entre las posiciones netas de coberturistas y especuladores en el primer futuro de crudo WTI y el primer *calendar* de futuros de crudo WTI.

#### 2.2. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS A UTILIZAR

#### 2.2.A. Hipótesis A

Se emplearán datos diarios de genéricos de la curva de futuros de crudo WTI para los últimos 10 años. Los mismos se obtienen de la plataforma Bloomberg, bajo los *tickers* CLn Comdty donde n es el número del futuro observado (1, para el futuro con vencimiento más próximo, 2 para el que le sigue y así sucesivamente). Un genérico de contratos de futuro es una construcción sintética que agrupa múltiples contratos futuros que fueron venciendo en el tiempo, para generar un indicador de largo plazo del mismo. En el caso de los genéricos de Bloomberg, el usuario puede definir cuál es la fecha en la que cambian de un vencimiento a otro. En este trabajo se ha definido a tal fecha como el último día de cada mes. En otras palabras, por ejemplo, el futuro de crudo WTI de junio 2020 (CLM0) pasa a ser el de julio (CLN0) el 30 de junio de 2020.

En la Figura 2 se ve el primer genérico de la curva de futuros WTI de Bloomberg junto a su *open interest*, para los últimos 24 meses. A simple vista podemos observar un efecto estacional sobre el *open interest* de este contrato a medida que nos aproximamos al fin de cada mes calendario, lo cual es esperable dado que los participantes en el mercado van cerrando sus posiciones en el contrato con vencimiento más cercano. Si esta actividad se debe a que los coberturistas están moviendo sus posiciones a vencimientos más lejanos, a que los especuladores están evitando los costos asociados a la entrega física del contrato o a una interacción de ambas, es una cuestión que excede al alcance de este trabajo.

A modo de ilustrar los efectos de acercarnos a la ventana de roll podemos tomar como caso testigo a lo ocurrido recientemente, en abril de 2020, cuando por primera vez en la historia de su existencia un futuro de crudo WTI se negoció a valores negativos llegando a operar a -37.6 USD el 20-04-2020. Mucho se ha especulado sobre las causas detrás de este motivo, en virtud de que su ocurrencia se da en un entorno en el que la demanda global de crudo se encuentra deprimida como un efecto colateral de la pandemia COVID-19 en curso desde fines de 2019 y, entre otros factores, la oferta de crudo a nivel global es excedentaria. A su vez, la capacidad de almacenamiento está

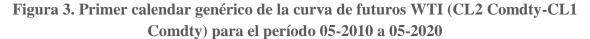


llegando a los límites de la capacidad instalada. Más allá de estos factores fundamentales, se cree, hay un factor técnico detrás del futuro de crudo WTI operando a valores negativos: una intensa actividad de venta para evitar la entrega física del producto en un entorno en que, como dijimos, la capacidad de almacenamiento está agotándose y la demanda es débil.

Figura 2. Genérico CL1 Comdty junto con su open interest desde 05-2018 a 05-2020

Fuente: Bloomberg.

En la Figura 3, por su parte, podemos ver el comportamiento del primer calendar de interés simplemente definido como la resta entre los dos primeros futuros genéricos de crudo WTI (CL2 Comdty – CL1 Comdy) para los últimos 10 años. Resulta interesante destacar los valores que alcanzó recientemente y que se comentaran más arriba, marcando un máximo histórico el 20-04-2020 de 58.06 que ha quedado fuera de vista en el gráfico por cuestiones de escala para permitir la visibilidad del resto de la muestra. Bajo este mismo razonamiento, inspeccionaremos los cuatro primeros *calendars* no consecutivos de la curva empleando datos de CL1 Comdty hasta CL8 Comdty. Por no consecutivos, entiéndase que se definen de forma tal que no compartan ningún punto de la curva en común (CL2-CL1, CL4-CL3, etc.) para evitar que los movimientos asociados a un punto exclusivamente afecten a más de un *calendar* estudiado.





**Fuente: Bloomberg.** 



#### 2.2.B. Hipótesis B

El CFTC publica semanalmente el reporte de *Commitments of Traders* (COT), que clasifica a los participantes del mercado como coberturistas (*commercial*) y especuladores (*noncommercial*). Este trabajo adopta la misma clasificación, usa la base de datos publicada por el CFTC y recopilada por Bloomberg, para calcular la diferencia entre las posiciones de compra (*long*) y las de venta (*short*), lo que es la posición neta de compra de especuladores y coberturistas. Con ello se procura capturar cómo se comporta el posicionamiento de especulación y cobertura, respectivamente. Se toman las posiciones netas de compra semanales desde el 2 de abril de 2010 hasta el 2 de abril de 2020. La Figura 4 grafica las posiciones netas de compra de especuladores y coberturistas en el primer futuro de crudo WTI (CL1) en número de contratos y el precio del primer *calendar* de futuros de crudo WTI. Puede verse que los especuladores tienden a tomar posiciones largas en el primer contrato futuro, mientras que los coberturistas parecen estar cortos<sup>6</sup> en toda la muestra. Por su parte, el primer *calendar* parece atravesar por momentos de corta duración en los que la volatilidad aumenta considerablemente para luego mostrar períodos de larga estabilidad, sin un claro componente de tendencia. Podría decirse a simple vista que experimenta múltiples <<cambies de régimen>> en su volatilidad a lo largo de la muestra.

Respecto al posicionamiento neto observado de los especuladores, compran el futuro de crudo porque quieren obtener un rendimiento positivo. Su posición neta larga <<crónica>> indica que esperan que el precio de este activo suba en el tiempo. Viceversa, venden los contratos cuando esperan que este baje de precio. En cambio, los coberturistas se posicionan para reducir los riesgos inherentes a cambios en el precio spot. Por otra parte, las series de posiciones netas de especuladores y coberturistas sugieren que existe algún grado de relación entre ellos. Lógicamente, esto es esperable ya que donde hay un comprador de un contrato tiene que haber también un vendedor del otro lado y estos son considerados los dos principales agentes en el mercado.

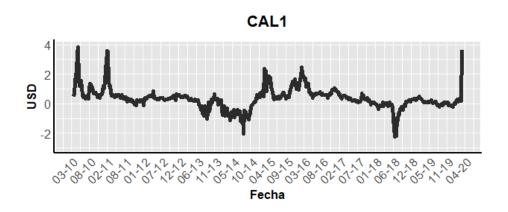
Los datos que alimentan a la serie del *calendar* son exactamente los mismos que se emplean para la Hipótesis A, salvo que en lugar de tener separación diaria tienen una periodicidad semanal. Es decir, cada punto del *calendar* observado está construido con los precios de cierre al final de cada semana de los futuros de crudo que lo componen, apareados para que se correspondan con los datos semanales de posicionamiento.

Más adelante, se explicará que estos datos serán transformados al espacio de cambios porcentuales y así luego estudiar su series de tiempo, para terminar explorando las relaciones de causalidad.

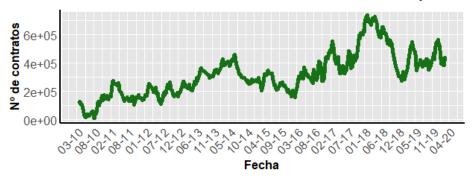
<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> En la jerga financiera, estar largo significa tener una posición neta comprada en un activo en el portafolio. Estar corto, tener una posición neta vendida en un activo en el portafolio.

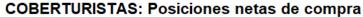


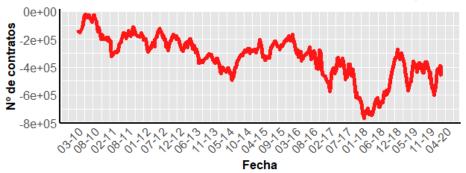
Figura 4. Posiciones netas de compra en el primer futuro de crudo WTI (CL1), junto al precio del primer calendar de futuros de crudo WTI. Datos semanales desde el 02-04-2010 al 02-04-2020.



#### ESPECULADORES: Posiciones netas de compra







Fuente: Elaboración propia en base a datos de Bloomberg.



# 2.3. DESCRIPCIÓN Y JUSTIFICACIÓN DE LA METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA A UTILIZAR

#### 2.3.A. Hipótesis A

En lo que respecta a la identificación y medición de un efecto estacional de *rollover* en los cuatro primeros *calendars* de la curva de futuros de crudo WTI, se seguirá una metodología simple pero potente que utilizaran Lou et al. (2013) para identificar efectos estacionales en la curva de bonos del Tesoro de EEUU en torno a las subastas de los mismos. Resumiéndolo sucintamente, fijan una fecha de referencia t<sub>0</sub> (día de la subasta) y luego abren una ventana de interés simétrica 5 días antes y después de la misma, estudiando el diferencial *–spread-* de los rendimientos *–yields-* de dichos bonos respecto al observado en t<sub>0</sub> para diferentes puntos de la curva. Luego esbozan una medida resumen (promedio), con su correspondiente intervalo de confianza [0.05;0.95], de todos esos eventos en un período de 28 años.

En este trabajo, los autores toman como medida resumen del comportamiento de las *yields* de los bonos en torno a las subastas a los promedios de las series de tiempo de:

$$Y(t) - Y(0) \tag{1.1}$$

Donde Y(t) es la *yield* de un bono del Tesoro de los EE. UU. al momento t e Y(0) es la *yield* de ese mismo bono, pero en el día de su subasta. Encuentran y resaltan un patrón que llaman de "V-invertida", concluyendo que las *yields* tienden a ir hacia arriba antes de las subastas para luego decrecer pasadas las mismas. Repitiendo este mismo razonamiento para diversos puntos de la curva, esbozan lo que se conoce como un análisis de hechos estilizados que se procurará replicar con una novel aplicación a la identificación de estos patrones en torno al *rollover* de contratos futuros de crudo WTI.

Empleando esta metodología, hacen fácilmente visibles los patrones en *yields* del bono del Tesoro alrededor de sus subastas. Adicionalmente, conducen una prueba estadística T de Student basada en errores estándar ajustados con 12 rezagos como en Newey-West (1987). A modo ilustrativo, podemos ver en la Figura 4 los patrones hallados por Lou et al. (2013) y en la Tabla I la prueba estadística sobre series de tiempo que efectuaron.



Figura 4. Hallazgos de Lou et Al. (2013) en yields de bonos del Tesoro de EE. UU.

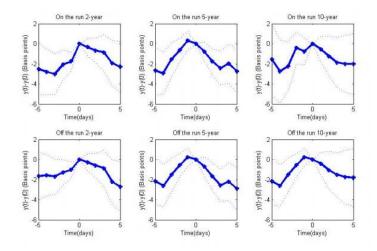


Tabla I: Prueba T de Newey-West (1987) aplicada en Lou et Al. (2013) para evaluar la significancia estadística de los hallazgos en la Figura 4

	On-the-run T	reasury yiel	ds around au	ctions: $Y(t)$	-Y(0)			
	2-year	notes	5-year	notes	10-yea	10-year notes		
t	Mean	<i>t</i> -stat	Mean	<i>t</i> -stat	Mean	t-stat		
-10	-1.16	(-0.59)	-2.68*	(-1.87)	-0.79	(-0.39)		
-9	-1.82	(-0.98)	-2.50	(-1.60)	-2.14	(-1.21)		
-8	-2.86	(-1.50)	-3.35**	(-2.43)	-1.64	(-0.95)		
-7	-3.04*	(-1.68)	-2.61*	(-1.95)	-0.10	(-0.06)		
-6	-2.64*	(-1.83)	-2.07	(-1.54)	-1.03	(-0.71)		
-5	-2.53	(-1.50)	-2.67**	(-2.50)	-1.57	(-1.11)		
-4	-2.81*	(-1.77)	-2.96***	(-3.08)	-2.76**	(-2.02)		
-3	-3.01**	(-2.21)	-1.56*	(-1.80)	-2.25**	(-2.04)		
-2	-2.06**	(-2.03)	-0.64	(-1.14)	-0.41	(-0.52)		
-1	-1.77***	(-3.18)	0.30	(0.67)	-0.78	(-1.20)		
1	-0.36	(-1.11)	-0.77**	(-2.02)	-0.56	(-1.21)		
2	-0.67	(-1.09)	-1.74***	(-2.88)	-1.23	(-1.40)		
3	-0.87	(-0.97)	-2.46***	(-2.97)	-1.87*	(-1.70)		
4	-1.92*	(-1.94)	-1.96**	(-2.37)	-2.01	(-1.62)		
5	-2.32**	(-2.18)	-2.74***	(-2.63)	-2.00	(-1.51)		
6	-3.19**	(-2.61)	-2.11	(-1.58)	-1.48	(-1.32)		
7	-2.93**	(-2.14)	-2.75	(-1.58)	-2.78*	(-1.70)		
8	-2.77	(-1.60)	-3.41**	(-2.10)	-3.42*	(-1.90)		
9	-3.19*	(-1.74)	-3.09*	(-1.95)	-4.47**	(-2.07)		
10	-3.91**	(-2.13)	-2.95*	(-1.88)	-4.68**	(-2.00)		
No. Obs.	33	32	21	10	1	132		

De esta manera, la aplicación de esta metodología en este trabajo partirá del promedio de las series de tiempo de:



$$Ci(t) - Ci(0) \tag{1.2}$$

Donde Ci(t) es el *calendar* i-ésimo de la curva de futuros de crudo WTI al momento t y Ci(0) es el *calendar* i-ésimo de la curva de futuros de crudo WTI en el día central de cada ventana de *rollover*. Definiremos entonces a la ventana de *rollover* como t +/- 14 días respecto al último día de cada mes. Todos los días evaluados en la muestra son hábiles y, por defecto, el cambio en el genérico de crudo de un vencimiento a otro se produce al último día de cada mes calendario. Las razones por las que se ha elegido una ventana de 28 días están explicadas en la Sección 2.4.A.

Por otra parte, se practicará también una Prueba T de Student para determinar si existe una diferencia significativa entre las medias de los *calendars* evaluados en diferentes momentos de la ventana de *rollover*. De forma similar a lo que hicieron Lou et Al. (2013), con esto se busca ver a partir de qué día de la ventana de *rollover* la diferencia de medias se vuelve estadísticamente significativa. Las características de esta prueba serán tratadas en la Sección 2.4.A.

La razón por la que se eligió esta metodología estadística es por su simpleza, potencia y robustez para mostrar esta clase de fenómenos si los hubiera. Por otra parte, el software estadístico que se empleará para efectuar este análisis empírico es R, empleando la interfaz de usuario RStudio, dada la abundancia de paquetes estadísticos, de análisis de datos, presentación organizada de la información, entre otros, con las que cuenta. También por el hecho de ser gratuito y contar con un amplio soporte en línea con una gran comunidad de usuarios.



#### 2.3.B. Hipótesis B

Se correrá una prueba de no causalidad de Granger siguiendo a la metodología empleada en Ding et al. (2014)<sup>7</sup>. El espíritu detrás de esto es que en este caso lo que se busca es probar si existe una relación causal, algo muy diferente a encontrar la existencia de correlación. Para resumirlo brevemente, en este tipo de pruebas la hipótesis nula que se somete a revisión es que no hay relación de causalidad entre dos variables (de ahí su nombre) pero la hipótesis alternativa es que no sabemos si dicha causalidad existe o no. Así, puede decirse que el rechazo estadístico de la hipótesis nula en la prueba de no causalidad de Granger es condición necesaria pero no suficiente para que exista causalidad. A su vez, se trata de una prueba que se corre sobre las medias condicionales<sup>8</sup> basadas en un modelo lineal y ello hace que no tengan en cuenta las características particulares que puedan tener las distribuciones condicionadas. Por este motivo, corresponde ser cuidadoso con la interpretación de los resultados y abrir las puertas a futuros estudios con métodos más robustos en este aspecto independientemente de los mismos.

Para analizar empíricamente la relación lineal, se emplea un modelo autorregresivo para probar si hay causalidad entre los cambios porcentuales semanales en el precio del calendar y los de las posiciones netas de compra de coberturistas y especuladores. El modelo queda representado de la siguiente manera:

$$c_{t} = \alpha_{0} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{i} c_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{i} n p_{t-i} + \varepsilon_{c,t}, \qquad (2.1)$$

$$np_{t} = \theta_{0} + \sum_{i=1}^{p} \theta_{i} n p_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_{i} c_{t-i} + \varepsilon_{np,t}, \qquad (2.2)$$

Donde  $c_t$  es el cambio porcentual semanal en el precio del calendar,  $np_t$  el cambio porcentual semanal en las posiciones netas de compra de cada agente del mercado evaluado y  $\varepsilon_{c,t}$  y  $\varepsilon_{np,t}$  son perturbaciones aleatorias idéntica e independientemente distribuidas.

Cabe aclarar que los resultados en este tipo de pruebas son sensibles a la definición de la variable. En este caso, al estar definidas como cambios porcentuales semanales y ser variables que pueden asumir valores próximos a cero, en algunos momentos de la muestra hay cambios moderados en el valor absoluto de la variable medida que llevan a grandes movimientos en términos porcentuales. Una definición alternativa con primeras diferencias sería problemática por un efecto de dilución por diferencia de magnitudes (muy pequeñas en el *calendar* en relación con las de las posiciones netas), por lo que se eligió el cambio porcentual semanal.

La hipótesis nula de no causalidad en la prueba de Granger desde el cambio en las posiciones netas al cambio en el precio del calendar es rechazada si los coeficientes  $(\beta_1, \beta_2 ..., \beta_q)$  son conjuntamente diferentes de cero, lo que indicaría una causalidad unidireccional desde el cambio

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> Para ver en detalle el desarrollo de estas pruebas ver *Ding, H., Kim, H. G., & Park, S. Y.* (2014). Do net positions in the futures market cause spot prices of crude oil? Economic Modelling, 41, 177-190. Sección 2.

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> La media condicionada es el promedio de un conjunto de datos que varía si se modifica ese conjunto de datos. También puede considerarse como el valor esperado de una distribución de probabilidad más el término de error.



en las posiciones netas hacia el cambio en el precio del calendar. De manera análoga, la causalidad bidireccional requiere que los coeficientes para el cambio en las posiciones netas como así también los del cambio en el precio del calendar  $(\beta_1, \beta_2 ..., \beta_q; \varphi_1, \varphi_2 ..., \varphi_q)$  sean conjuntamente diferentes de cero.

Como en esta clase de pruebas hay que elegir una forma de determinar la cantidad de *lags* en las series, en este trabajo se emplea el criterio de información de Akaike (AIC) y el de Schwarz<sup>9</sup>.

Por otra parte, para poder emplear estas pruebas es condición necesaria que las series de tiempo involucradas configuren un proceso estacionario<sup>10</sup>. Esto es, un proceso estocástico cuya distribución de probabilidad en un instante del tiempo es la misma que para todos los instantes temporales. En consecuencia, en estos procesos parámetros tales como la media y la varianza no varían a lo largo del tiempo. Por este motivo se exploran primero las series de tiempo involucradas y se las transforma al espacio de cambios porcentuales, para luego conducir tres pruebas de raíz unitaria y una de estacionariedad. Para las pruebas de raíz unitaria, se emplean las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron (1988); en estas pruebas, la hipótesis nula es que hay una raíz unitaria (en otras palabras, el proceso es NO estacionario). Para la prueba de estacionariedad, se utiliza una prueba KPSS -Kwiatkowski et al. (1992)- en la que la hipótesis nula es que la serie configura un proceso estacionario. Todas estas pruebas son de uso generalizado en estudios econométricos de series de tiempo.<sup>11</sup>

Para los estudios de series de tiempo vinculados a esta hipótesis se empleará el software estadístico EViews 9.

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> Se puede ver en detalle en Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. IEEE transactions on automatic control, 19(6), 716-723 y Cavanaugh, J. E., & Neath, A. A. (1999). Generalizing the derivation of the Schwarz information criterion. Communications in Statistics-Theory and Methods, 28(1), 49-66.

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> Para una demostración, ver Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. Econometrica: journal of the Econometric Society, 424-438. Sección 4.

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> Para una explicación detallada de cómo funcionan estas pruebas, ver Hamilton, J. D. (1994). Time series analysis (Vol. 2, pp. 690-696). New Jersey: Princeton.



### 2.4. RESULTADOS EMPÍRICOS

#### 2.4.A. Hipótesis A

#### 2.4.A.1. Análisis Exploratorio de Datos

Antes de pasar a elaborar observaciones en torno a lo que ocurre durante la ventana de *rollover*, en esta sección se explorará y resumirá la información recogida a los fines de entenderla con mayor precisión. Se buscará no solamente ahondar en el entendimiento de los datos, sino potencialmente identificar problemas en ellos que podrán afectar los resultados en la búsqueda de patrones o hechos estilizados. La visualización de los datos, su ordenamiento y presentación resumida son un procedimiento preliminar estándar para cualquier trabajo empírico de investigación, facilitando entre otras cosas el reconocimiento temprano de posibles fallas en la estructura de la información.

De acuerdo con DuToit et al. (2012), los gráficos pueden considerarse como una técnica de exploración de datos a través de la cual el investigador se familiariza con la información y ello le permite efectuar evaluaciones condicionales. Tukey (1977), menciona que los métodos gráficos son una forma de búsqueda y detección de pistas en los datos que pueden luego usarse en el campo de la inferencia estadística para hacer algunos pronunciamientos justificables. En esta sección, las herramientas gráficas serán el conductor por excelencia del análisis exploratorio de datos y los mismos serán complementados por algunas otras formas sistemáticas de presentar la información, como así también por sucintos comentarios.

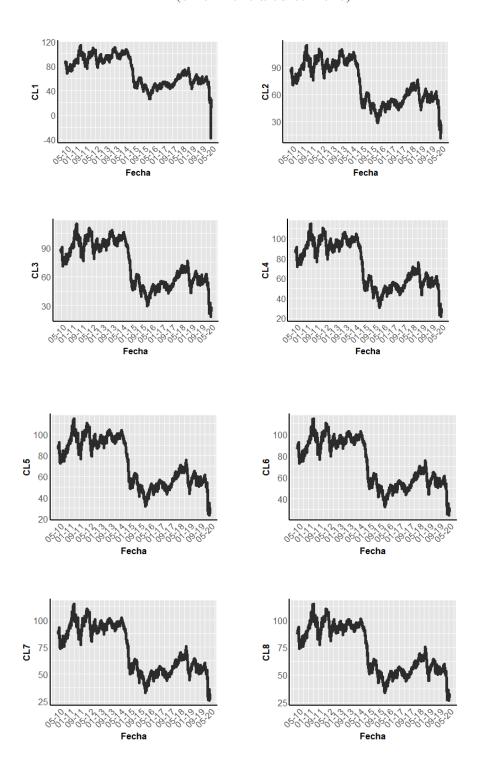
En la Figura 5, simplemente observamos las series de tiempo de cada uno de los primeros 8 puntos de la curva de futuros de crudo WTI que serán examinados. La elección de estos no ha sido arbitraria, sino basada en su liquidez. Una de las observaciones realizadas por Smales (2019) indica que el primer contrato futuro de crudo WTI es típicamente el más líquido y que, medido por el *bid-ask spread* y la profundidad de mercado<sup>12</sup> durante anuncios del *Federal Open Market Committe* (FOMC)<sup>13</sup>, los futuros 2 a 6 reaccionan cualitativamente de manera similar a los anuncios de ésta última en términos de liquidez. Así, seleccionando los primeros 8 puntos se están incluyendo los primeros 6 contratos y agregando dos más como control para evaluar si la liquidez juega algún papel en el precio de los *calendars* durante el *rollover*.

<sup>&</sup>lt;sup>12</sup> El *bid-ask spread* es la resta entre el valor al que los agentes en el mercado están dispuestos a comprar *-bid-* y al que están dispuestos a vender *-ask-* un determinado activo en un cierto momento. La profundidad de mercado mide las cantidades de órdenes de venta y compra para un mismo valor de un determinado activo en un cierto momento. Ambos son considerados indicadores de liquidez del activo en cuestión.

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup> El *Federal Open Market Committe* (FOMC) es un componente del Sistema de la Reserva Federal de EE. UU. que tiene la obligación legal de supervisar las operaciones de mercado abierto en ese país y es el órgano de aplicación de la política monetaria estadounidense. Los anuncios que efectúa el mismo en cada reunión que celebra típicamente afectan en forma directa la actividad de compra y venta de activos como los futuros de crudo WTI.



Figura 5. 8 primeros puntos de la curva de futuros de crudo WTI (01-04-2010 a 06-05-2020)





Como fuera mencionado con anterioridad, en el primer futuro de crudo WTI (CL1) se observa un movimiento atípico al final de la muestra que lo distingue del resto de los puntos de la curva presentados. El 20-04-20, 1 día antes de su último día de negociación y 10 antes de que sea exigible la entrega física del subyacente, el contrato se negoció a valores negativos por primera vez en su historia llegando a operarse a un mínimo de -37.6 USD por unidad. Tomado perspectiva comparándolo respecto a los otros 7 puntos de la curva presentados en la Figura 5, el movimiento es claramente disruptivo y resulta de especial interés dado su potencial impacto en la construcción de hechos estilizados dentro de esta sección.

Andy Powell (2020), ensaya una posible explicación para este evento:

Para entender lo que pasa, demos unos pasos atrás. Hay dos precios estándar para el mercado global del petróleo. En Estados Unidos, un mercado de futuros de una mezcla conocida como WTI (*West Texas Intermediate*) es un importante precio de referencia. El otro es el Brent (nombrado así por un yacimiento petrolífero en el Mar del Norte) que se originó en Londres y que ahora ha ganado más aceptación como precio global del petróleo. En realidad, el WTI es una mezcla algo más dulce y ligera que el Brent y son muchos los que piensan que debería negociarse con una prima, pero eso sucede rara vez estos días.

Una característica curiosa del mercado de futuros de WTI es que si alguien compra petróleo para que se lo entreguen en el futuro (una posición larga o de compra), la entrega de ese crudo se produce en Cushing, Oklahoma. ¿Por qué Cushing? Esta pequeña ciudad de 8000 habitantes es donde convergen varios oleoductos importantes y alberga un conjunto de grandes instalaciones de almacenamiento.

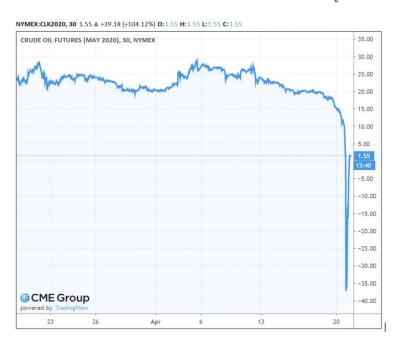
Aun así, en la práctica la mayoría de las personas que utilizan este mercado no asume la entrega. Se estima que sólo el 5% de los contratos, como máximo, se deja expirar. Sin embargo, hay miles de millones de barriles de petróleo que se comercializan cada año utilizando los contratos de futuros de WTI, lo cual es sumamente útil para quienes quieren tomar una posición en el precio del petróleo (ya sea al alza o a la baja) o para quienes tienen que cubrir los riesgos del precio del petróleo.

No obstante, en situaciones extremas, las condiciones de entrega pueden ser muy importantes. Si bien hay abundante capacidad de almacenamiento en Cushing, al final esta capacidad es finita. Dado que la demanda ha disminuido tanto y el petróleo seguía llegando a Cushing por los oleoductos, esa capacidad de almacenamiento se agotó.

El contrato de mayo de hecho se fijó el 21 de abril – la fecha de *settlement*-. Por lo tanto, cualquiera que no quería comercializar el petróleo en términos físicos tenía que cerrar el contrato antes del final de ese día. El consejo habitual para cualquiera que se encuentra en esa situación consiste en cerrar sus posiciones unas dos semanas antes de que venzan sus contratos. Entonces, ¿por qué el contrato de mayo acabó con un precio negativo el 20 de



abril? La explicación más probable es que los operadores que no tenían intención de tomar el petróleo físico no habían cerrado sus posiciones o algunos que tenían posiciones largas y estaban planeando asumir la entrega física entendieron que no podían hacerlo, dado que no había ningún lugar para almacenar el petróleo. El volumen comercializado el 20 de abril fue de unos 150 millones de barriles, una cantidad nada desdeñable. Los que tenían que vender lo hicieron a cualquier precio. Para algunos, hacia el final del día, cuando la liquidez probablemente cayó, era menos costoso vender a un precio negativo que pagar para almacenar de alguna manera el petróleo en otras instalaciones.



Futuros de West Texas Intermediate de mayo

Fuente: Bolsa Mercantil de Chicago.

Sin embargo, lo importante en este caso es que un precio negativo del contrato de futuros del petróleo de WTI en mayo no es un precio negativo para el petróleo. Los contratos de futuros de junio se cerraron el 20 de abril con un monto positivo de US\$20 por barril y tenían un volumen de aproximadamente 1000 millones de barriles de petróleo ese día, mucho más que el del contrato de mayo. Por lo tanto, para WTI se trataba de un precio más representativo. Además, Brent cerró ese día a aproximadamente US\$26 el barril. Las condiciones de entrega para el Brent son muy diferentes y están mucho menos sujetas a estas circunstancias muy locales. El precio del petróleo es bajo según cualquier baremo histórico, pero no es negativo. La diferencia entre estos precios de referencia (US\$20 para el WTI de junio y US\$26 para el Brent), que reflejaban más adecuadamente las condiciones del mercado global, y los -US\$37 para los futuros WTI de mayo, tenían que ver con las condiciones de entrega en Oklahoma y las posiciones que algunos tenían que cerrar.

24.00

20.00

20



# NYMEX:CLM2020, 30 21.73 & +1.30 (+6.36%) O: 21.66 H: 21.74 L: 21.66 C: 21.73 CRUDE OIL FUTURES (JUN 2020), 30, NYMEX 33.00 31.00 29.00 28.00 27.00 26.00

Futuros de West Texas Intermediate de junio

Fuente: Bolsa Mercantil de Chicago.

13

CME Group

powered by Tr

Pero puede haber más repercusiones. A medida que el contrato WTI de junio se convierta en el próximo contrato que expire (el contrato *nearby*), la liquidez en el mercado de WTI probablemente cambiará más rápidamente a los futuros de julio, para que los operadores intenten evitar quedar atrapados con posiciones abiertas. Es posible que el contrato de WTI más próximo (el *nearby*) puede dejar de ser un precio de referencia útil. Y solo el tiempo dirá si el hecho de que las instalaciones de almacenamiento de Cushing estén llenas es una nueva información para el mercado del petróleo en general, haciendo que el Brent y otros precios bajen.

Hay otra lección que se puede aprender de esta experiencia, concretamente, a propósito del diseño de los mercados de futuros. Parece probable que las condiciones de entrega para los WTI futuros serán objeto de escrutinio, y quizá se puedan hacer más flexibles. Una solución más extrema sería introducir una liquidación en efectivo (*cash settlement*), pero ése es un debate para otra ocasión.

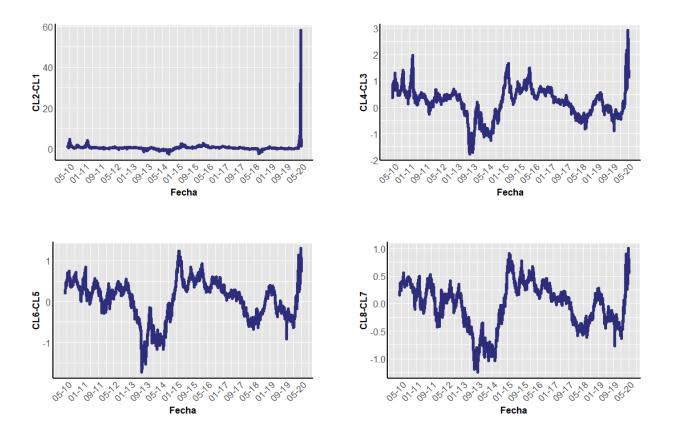
Este fenómeno que ha ocurrido por única vez en la historia de este producto, por construcción, tiene un profundo impacto en las lecturas del primer *calendar* (CL2-CL2) de la curva de futuros de crudo WTI. Esto es claramente apreciable en la Figura 6, en la que es posible distinguir que debido a este evento este *calendar* es un animal distinto a los otros 3 *calendars* objeto de estudio.



En la Figura 7 se examina con lupa este primer *calendar*, excluyendo la observación del 20-04-2020 y volviéndose aún más evidente la necesidad de tratar a esta anomalía por separado. Dada entonces la naturaleza disruptiva de este evento, esta observación será excluida de la muestra para evitar introducir ruido en el análisis de eventos fijando como objetivo estudiar el *rollover* en condiciones normales de mercado.

Figura 6. 4 primeros calendars de la curva de futuros de crudo WTI

(01-04-2010 a 06-05-2020)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Bloomberg



2 OFFICE OF THE PROPERTY OF TH

Figura 7. Calendar CL2-CL1 (01-04-2010 al 14-04-2020)

#### En la Tabla II se puede observar que:

- El primer *calendar* de la curva de crudo ha sido históricamente más volátil que sus pares, medido por su desvío estándar. No puede decirse lo mismo por su rango intercuartílico<sup>14</sup>, lo que sugiere que las distribuciones de los *calendars* son diferentes. En la Figura 8 se exhiben las mismas en formas de gráficos de densidad, con fines informativos.
- Tanto la media como la mediana<sup>15</sup> del primer *calendar* de la curva de crudo son mayores que la de sus pares en el período considerado.
- Se observa un patrón en el que la media y mediana de los *calendars* es decreciente a medida que nos alejamos hacia la parte de atrás de la curva. Si se ve a esto en términos de la curva de *calendars* de futuros de crudo WTI, podría decirse que en promedio y en su mediana la misma ha tenido una pendiente negativa en el período estudiado. Esto, a su vez, sería coincidente con una pendiente cada vez menos pronunciada (en promedio o en su mediana) de la curva de futuros de crudo WTI como puede verse en la Figura 1 (a modo de ejemplo,

<sup>14</sup> El desvío estándar (s) en su definición tradicional  $s = \sqrt{\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(x_i-\bar{x})^2}$  y el rango intercuartílico (q)  $q = Q_3 - Q_1$  (Q3 es el percentil 75, o la observación que acumula el 75% de los datos y QI, la observación que acumula el 25% de los datos) son medidas de dispersión típicas. Comúnmente, son empleadas para evaluar el grado de dispersión de las observaciones de una determinada variable. Mientras mayores son, más dispersos están los datos o más volátil es la variable en consideración.

<sup>15</sup> La media y la mediana son medidas de posición. La media es el promedio simple de los datos, mientras que la mediana es el valor que acumula el 50% de las observaciones de la variable en consideración.



- siempre teniendo presente que en dicho gráfico sólo representa la curva en un momento dado del tiempo).
- Queda en completa evidencia que el valor que alcanzó el CAL1 el 20-04-2020 de 58.06 (excluido de la muestra) ha sido un evento de cola<sup>16</sup>, por lo que se robustece el criterio de quitarlo de la muestra para efectuar el análisis de hechos estilizados.

Tabla II. Estadísticas descriptivas de los 4 calendars de interés (01-04-2010 a 14-04-2020)

	N	Media	Desvío	Mín	Q1	Mediana	Q3	Máx
CAL1	2619	0.36	0.76	-2.66	0.05	0.33	0.58	7.29
CAL2	2619	0.18	0.57	-1.77	-0.18	0.27	0.54	2.16
CAL3	2619	0.05	0.49	-1.72	-0.27	0.16	0.39	1.23
CAL4	2619	-0.03	0.41	-1.24	-0.31	0.06	0.27	0.91

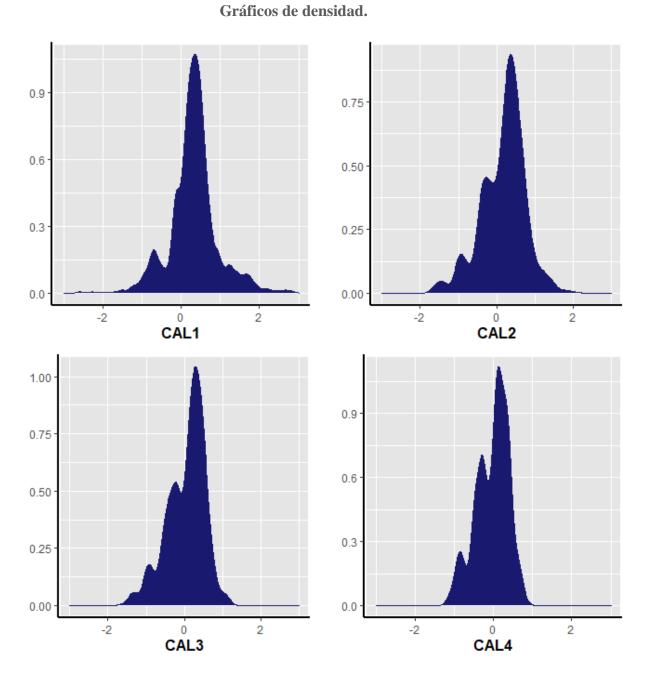
En línea con lo mencionado en el primer ítem, la Figura 8 muestra ligeras diferencias en las distribuciones observadas para los diferentes *calendars* en el período estudiado. Llama la atención la presencia aparente de un elevado grado de curtosis y más de un modo <sup>17</sup>, lo que en otras palabras señala que las distribuciones parecen ser leptocúrticas y multimodales. Hay un modo claramente diferenciado y otros modos menores, acusando la ocurrencia de un valor en particular muchas veces en la muestra y la de otros valores de interés con más frecuencia que el resto. Esto puede ser un indicio de la existencia de patrones estacionales (o de cambios de régimen en la serie) de la naturaleza de los que se pretende encontrar para validar la hipótesis de trabajo. A su vez, podría representar un problema si se asume una distribución normal en la variable para aplicar ciertas técnicas estadísticas. Esto refuerza el uso de una medida resumen que suavice las observaciones como la media de los *calendars* en torno a las ventanas de *rollover* para evaluar patrones. Por otra parte, que las distribuciones sean en apariencia leptocúrticas está asociado a una probabilidad mayor que la de una distribución normal para que se den movimientos muy pequeños o muy grandes en los *calendars*.

<sup>16</sup> Hay muchas definiciones de lo que se considera un evento de cola, todas con algún grado de arbitrariedad pero a la vez coincidentes en que se trata eventos muy raros. Una definición posible considera a un evento de cola cuando un activo se mueve más de 3 desvíos respecto a la media de su distribución. Asumiendo una distribución normal, esto va más allá del espacio de distribución.

<sup>17</sup> Una curtosis elevada indica un alto grado de concentración de los datos en torno a los valores centrales de la variable, mientras que el modo es el valor de los datos que aparece con más frecuencia (teniendo mayor probabilidad asociada de ser muestreado). En el Apéndice I puede encontrarse un desarrollo de la fórmula usada para calcular el exceso de curtosis mostrado en la Tabla III.



Figura 8. Distribuciones de los *calendars* (14-04-2010 al 14-04-2020).





En la Tabla III se hace foco en el modo de las distribuciones y en su curtosis, para verificar si efectivamente estamos frente a distribuciones leptocúrticas y rescatar estos valores de interés que son los de mayor frecuencia de aparición. Los hallazgos en la misma podrían resumirse en:

- Las distribuciones de los *calendars* 1 a 3 son, efectivamente, leptocúrticas. No obstante, es llamativo el exceso de curtosis en el *calendar* 1 respecto a los demás. Esto muestra una elevada concentración de los datos en torno, en este caso, el modo de la distribución.
- El exceso de curtosis en los *calendars* 3 (positivo) y 4 (negativo) es relativamente bajo, acercándose a una distribución prácticamente mesocúrtica o normal. Podría decirse que el *calendar* 3 tiene una distribución ligeramente leptocúrtica y el *calendar* 4, una levemente platicúrtica.
- El modo o valor modal de todas las distribuciones está a la derecha de la media y la mediana, revelando que las mismas son asimétricas izquierdas o tienen asimetría negativa. En otras palabras, hay más valores agrupados a la izquierda de las medias de la distribución. Es decir, se observan con más frecuencia valores menores a las medias de la distribución que mayores a la misma.

Tabla III. Media, Mediana, Modo y Curtosis de *calendars* de interés (01-04-2010 a 14-04-2020)

	N	Media	Mediana	Modo	Curtosis
CAL1	2619	0.36	0.33	0.47	11.17
CAL2	2619	0.18	0.27	0.36	0.71
CAL3	2619	0.05	0.16	0.50	0.26
CAL4	2619	-0.03	0.06	0.11	-0.29

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Bloomberg

Según la evidencia reunida, hay razones suficientes como para sospechar la no normalidad en la distribución de los calendars. Por este motivo se ejecutó una prueba de normalidad de Shapiro-Wilk<sup>18</sup> cuyos resultados se encuentran en la Tabla IV. A un 95% de confianza, existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de normalidad en la distribución de los calendars; esto confirma la sospecha de no normalidad en las mismas.

<sup>&</sup>lt;sup>18</sup> Ver Apéndice I para una explicación de cómo funciona esta prueba.



Tabla IV. P-valores de las pruebas de normalidad de Shapiro-Wilk

	N		p-valor			
CAL1	2619	0.349	< 2.2e-16			
CAL2	2619	0.976	< 2.2e-16			
CAL3	2619	0.964	< 2.2e-16			
CAL4	2619	0.973	< 2.2e-16			

#### Recapitulando los aspectos salientes de esta sección:

- ✓ Se ha justificado por qué es conveniente quitar de la muestra a la observación asociada al 20-04-2020, acortando la muestra hasta el 14-04-2020 o último día hábil de la ventana de *rollover* con eje central en el 30-03-2020.
- ✓ Se ha encontrado un patrón de desvío estándar decreciente a medida que avanzamos hacia la parte de atrás de la curva de *calendars* de crudo WTI.
- ✓ Se identificó un patrón de media y medianas decrecientes en la curva de *calendars* de crudo WTI, reflejando una pendiente negativa en ella (evaluada en forma de media o mediana en la muestra).
- ✓ La distribución del *calendar* 1 de la curva de futuros de crudo WTI es pronunciadamente leptocúrtica.
- ✓ Las distribuciones de todos los *calendars* de la curva de futuros de crudo WTI parecen mostrar en mayor o menor grado asimetría izquierda o negativa.
- ✓ A un 95% de confianza, hay evidencia estadística suficiente de que la distribución de los *calendars* no es normal.



# 2.4.A.2. IDENTIFICACIÓN DE PATRONES EN TORNO A LA VENTANA DE ROLLOVER

Siguiendo la ecuación (2), se construyen primero las series de tiempo de los *calendars* i-ésimos respecto a su valor al último día de cada mes. Como resultado, se obtienen observaciones asociadas a 120 ventanas de *rollover* (1 ventana por mes a lo largo de los 10 años que componen la muestra). Acto seguido, se colapsan los valores de Ci(t) - Ci(0) a su media. Como se mencionó, la ventana está definida como los 14 días hábiles (o de negociación) previos y posteriores a la fecha de fin de mes. En otras palabras, en cada punto de la ventana de *rollover*, bajo esta construcción se observa la media para 120 observaciones del valor del *calendar* en ese punto relativo a su valor al final de cada mes o punto central de la ventana. Un valor negativo de la media de Ci(t) - Ci(0), por ejemplo, implica que la media en 120 ventanas de *rollover* en ese punto se encontraba por debajo de donde se encontraba el último día del mes.

La agrupación para los 4 primeros *calendars* de esta construcción puede verse en la Figura 9. Siempre recordando que se trata de promedios y sólo durante la ventana de *rollover*, se observa:

- Una caída en el precio medio de los calendars camino al cierre de cada mes calendario que alcanza su máxima expresión (mínimo valor en los calendars) entre 7 y 1 días hábiles previos al mismo.
- Una suba en el precio medio de los *calendars* a la salida del cierre de cada mes calendario que alcanza su máxima expresión (máximo valor en los *calendars* respecto a lo que valían a esa fecha) entre 7 y 10 días hábiles posteriores al mismo.
- Una segunda caída en el precio medio de los *calendars* que empieza a darse entre 9 y 14 días hábiles posteriores al cierre de cada mes calendario.

Esto configura un patrón con forma de <<V>> camino al cierre de cada mes y a la salida de este, para luego configurar otro de <<V invertida>>. El movimiento parece ser particularmente más difuso o ruidoso en el primer calendar comparado con los demás. El patrón es bastante homogéneo, nítido y claramente diferenciable en los *calendars* 2 a 4, pero en el primero resulta más difuso y con una marcada tendencia a aumentar de precio entre -7 y +9 días en torno al final de cada mes.

Siempre siguiendo a la Figura 9, para una posición compradora o larga en el primer futuro de crudo WTI que compone a cada calendar, cabría preguntarse: ¿Cuál fue en promedio el momento óptimo para vender este primer contrato y comprar el segundo (ejecutar el *roll*)? En el primer calendar, en promedio para las últimas 120 ventanas, el momento óptimo para ejecutar el *rollover* fue 7 días hábiles previos al cierre de cada mes (momento en el que el calendar se encontraba más barato comparado al final de cada mes). El peor momento para hacerlo fue el 9<sup>no</sup> día hábil posterior<sup>19</sup> a

<sup>&</sup>lt;sup>19</sup> En los días posteriores a cero en la ventana de roll, el primer contrato y el segundo son reemplazados simultáneamente. Así, por ejemplo, el último día de abril el primer contrato pasa de ser CLK (mayo) a CLM (junio) mientras que el segundo contrato pasa de ser CLM (junio) a CLN (julio). Así, una vez ejecutado el roll, estando en t+9 es equivalente a estar en t-21 en la nueva ventana de roll. La referencia a que es el peor momento para hacerlo se refiere a esta nueva ventana de roll consecutiva a la anterior.



cada fin de mes. Bajo el mismo razonamiento, el mejor momento para ejecutarlo en los *calendars* 2 a 4 es curiosamente el mismo: Al 3<sup>er</sup> día hábil previo al cierre de cada mes; algo símil ocurre para éstos en cuanto al peor momento de hacerlo, ubicado siempre entre el 9<sup>no</sup> y 10<sup>mo</sup> día hábil posterior a fin de mes.

0.08 CAL2: Media de C(t)-C(0) en USD 0.02 0.01 0.00 -0.01 -0.04 -0.05 -0.02 VX3VX10 0 8 Cantidad de días hasta fin de mes Cantidad de días hasta fin de mes CAL4: Media de C(t)-C(0) en USD CAL3: Media de C(t)-C(0) en USD 0.03 0.02 0.01 0.00 -0.01 Cantidad de días hasta fin de mes Cantidad de días hasta fin de mes

Figura 9. Patrones en la ventana de *rollover* medidos por las medias de Ci(t) - Ci(0)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Bloomberg.

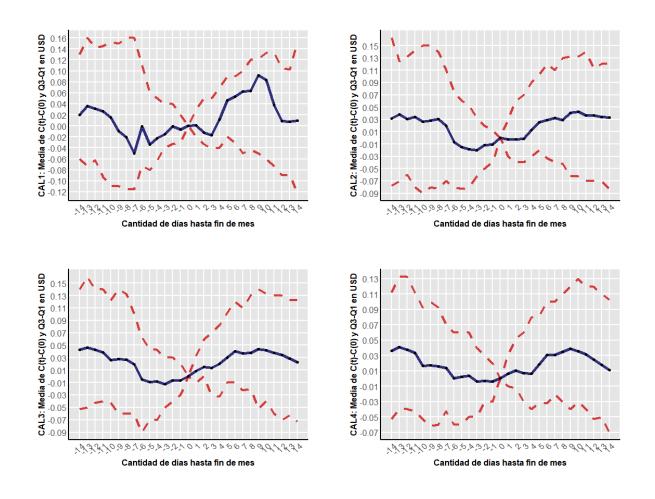
Al tratarse de medias para 120 ventanas de *rollover*, corresponde poner en perspectiva a estos valores con algún indicador que tenga en cuenta la dispersión de los datos en torno a la media. En la Sección 2.4.A.1., por ejemplo, se presentó evidencia de que el primer calendar de la curva de futuros de crudo WTI era más volátil que el resto medido por su desvío estándar<sup>20</sup>. Esto influye directamente en la calidad de las conclusiones obtenidas sólo basadas en un indicador compacto

<sup>20</sup> Ver Tabla II.



del comportamiento de esta variable, como su media. Así, en la Figura 10 se presentan las medias de Ci(t) - Ci(0) junto a su rango intercuartílico<sup>21</sup>.

Figura 10. Patrones en la ventana de rollover medidos a través de medias de Ci(t)-Ci(0)Se exhiben junto a su rango intercuartílico Q3-Q1



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Bloomberg.

A medida que se aproxima cada fin de mes, la dispersión de las medias de Ci(t) - Ci(0) naturalmente disminuye. Observando C1(t) - C1(0), 14 días antes de cada fin de mes en promedio el 50% de las veces el calendar se moverá [-14;6] con una media de 2 centavos de dólar al llegar el último día del mes. Este rango notoriamente aumenta a [-16;12] centavos de dólar faltando 7 días para el final de cada mes (la máxima distancia Q3 - Q1 de la muestra) y se reduce

<sup>21</sup> Tomados como la media en cada punto de la ventana de rollover y los percentiles 75 y 25 de su distribución, respectivamente. La no normalidad y existencia de asimetría negativa en la distribución de los *calendars* sugerida por la evidencia encontrada en la sección 2.4.A.1 están en línea con emplear estas medidas de posición de la distribución observada.



drásticamente a [-8;6] centavos de dólar cuando faltan 5 días. Esto va en sentido contrario a uno de los hallazgos mencionados anteriormente, respecto a la aparente optimalidad de ejecutar el *rollover* 7 días hábiles antes de que finalice cada mes ya que también es el momento de máxima incertidumbre medido por la distancia de las medidas de tendencia central. Dicho de otra manera, en promedio parece ser óptimo ejecutar el *roll* en ese punto de la ventana porque resulta en promedio barato; no obstante, el 50% de las veces en la muestra pudo haber sido el más barato o el más caro respecto al resto de observaciones en torno a ésta.

Algo que queda claro y que merece ser destacado es que definitivamente el primer *calendar* de la curva es un animal distinto a los otros con los que se lo compara. En las Figuras 9 y 10 parece haber un patrón bastante claro y similar en todos los *calendars*, salvo para el primero que luce particularmente más ruidoso. Esto significa que parece ser más difícil aislar el efecto del *rollover* de los movimientos de mercado<sup>22</sup> para el primer calendar, comparado con los demás bajo estudio. Pueden hacerse múltiples conjeturas respecto a esto, entre las que se destaca que probablemente las señales de información que vienen del precio spot del crudo WTI (el subyacente de los futuros que componen a los *calendars*) está afectando de manera más asimétrica a los componentes del primer calendar que los de los otros. Estudiar esto resultaría sin duda alguna interesante, pero escapa a los alcances de este trabajo.

Observando la Figura 10 cabría preguntarse qué tan estadísticamente significativas son las diferencias de las medias distintas de cero. Quizás la herramienta estadística más adecuada para hacerlo sea una prueba T de Student de diferencia de medias $^{23}$ , asumiendo que la media poblacional es cero. La razón por la que se elige este tipo de prueba estadística es porque como fuera detallado en el análisis exploratorio de datos, hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis de normalidad en la distribución de los *calendars*. Dado que Ci(t) - Ci(0) es simplemente la resta de *calendars* no distribución no normalmente respecto a una constante, la variable de interés hereda también una distribución no normal. La prueba T nos da la libertad que necesitamos para adecuar la desviación típica para superar esta limitación. La forma en la que se hará esto es a través de un método que le da robustez al cómputo de ese parámetro del estadístico de prueba ante, entre otras cosas, la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad $^{24}$ . El método elegido es el de Newey-West (en adelante, N-W) $^{25}$  y el problema que introduce hacerlo es tener que necesariamente conocer el número de *lags* que necesitan las series de tiempo estudiadas hasta disipar la autocorrelación que tienen, si las hubiera.

Para poder determinar ese número h de lags que hará factible el uso de N-W y estimar el error estándar que se empelará en el estimador T, es necesario estudiar un poco más de cerca las series

<sup>22</sup> En la jerga financiera así es como se llaman a los movimientos en el precio de un activo por causas no atribuibles a un fenómeno que se está estudiando.

<sup>23</sup> En el Apéndice I puede verse una explicación sobre cómo funcionan este tipo de pruebas estadísticas.

<sup>24</sup> La autocorrelación de una variable es la correlación o dependencia consigo misma a lo largo del tiempo y la heteroscedasticidad se da cuando la varianza de los errores no es constante en todas las observaciones realizadas. Estos dos fenómenos, de no tratarse adecuadamente, introducen sesgos en el análisis estadístico que pueden llevar a conclusiones erróneas.

<sup>25</sup> Ver Apéndice I para una explicación sucinta del mismo.



de tiempo de los *calendars*. Efectuar un análisis granular de series de tiempo sobre los mismos es algo que excede al alcance y objetivos del presente trabajo, por lo que empleará una medida ampliamente usada por los *practitioners* según la que el número h de *lags* puede aproximarse por la parte entera de  $T^{1/4}$  donde T es el tamaño muestral<sup>26</sup>. Siendo T=120 (número de ventanas de roll en las que se evalúa Ci(t) - Ci(0)),  $h \approx 3$ .

Tabla IV. Calendars de futuros de crudo WTI en las últimas 120 ventanas de rollover

Se reportan los promedios de las series de tiempo Ci(t) - Ci(0), donde Ci(t) es el valor del calendar (n=1,2,3,4) en el día t que varía en el rango [-14;14] y Ci(0) es el valor del mismo calendar en el último día de cada mes calendario. La muestra va desde abril de 2010 a abril de 2020, los datos son diarios y los valores están expresados en dólares. Los estadísticos T están basados en errores estándar que son Newey-West (1987) ajustados con 3 lags. \*\*\*, \*\* y \* indican niveles de significatividad al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Días	CAL1 Mean	t-stat	p-value	CAL2 Mean	t-stat	p-value	CAL3 Mean	t-stat	p-value	CAL4 Mean	t-stat	p-value
-14	0.02	0.31	0.76	0.03	1.46	0.16	0.04	***2.71	0.009	0.04	***4.17	0.001
-13	0.04	0.56	0.58	0.04	*1.78	0.09	0.05	***2.93	0.009	0.04	***4.71	0.001
-12	0.03	0.48	0.63	0.03	1.45	0.16	0.04	***2.71	0.001	0.04	***4.33	0.001
-11	0.03	0.41	0.69	0.03	1.60	0.12	0.04	**2.46	0.02	0.03	***3.85	0.001
-10	0.01	0.23	0.82	0.03	1.25	0.22	0.03	*1.68	0.10	0.02	*1.92	0.06
-9	-0.01	-0.14	0.89	0.03	1.34	0.19	0.03	*1.79	0.08	0.02	*2.00	0.06
-8	-0.02	-0.32	0.75	0.03	1.43	0.16	0.03	*1.71	0.10	0.02	*1.85	0.07
-7	-0.05	-0.77	0.45	0.02	0.92	0.36	0.02	1.24	0.22	0.01	1.58	0.13
-6	-0.00	-0.01	0.99	-0.01	-0.29	0.77	-0.01	-0.33	0.74	0.00	0.01	0.99
-5	-0.03	-0.52	0.61	-0.02	-0.71	0.49	-0.01	-0.58	0.57	0.00	0.28	0.78
-4	-0.02	-0.35	0.73	-0.02	-0.86	0.40	-0.01	-0.53	0.60	0.00	0.45	0.66
-3	-0.01	-0.23	0.82	-0.02	-0.93	0.36	-0.01	-0.77	0.45	-0.00	-0.45	0.66
-2	-0.00	-0.01	0.99	-0.01	-0.55	0.58	-0.01	-0.42	0.67	-0.00	-0.33	0.75
-1	-0.01	-0.10	0.92	-0.01	-0.50	0.62	-0.01	-0.40	0.69	-0.00	-0.45	0.66
0	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00
1	0.00	0.02	0.98	-0.00	-0.10	0.92	0.01	0.53	0.60	0.01	0.71	0.48
2	-0.01	-0.18	0.86	-0.00	-0.10	0.92	0.01	0.95	0.35	0.01	1.17	0.25
3	-0.02	-0.27	0.79	-0.00	-0.09	0.93	0.01	0.88	0.39	0.01	0.85	0.41
4	0.01	0.18	0.86	0.01	0.60	0.55	0.02	1.28	0.21	0.01	0.73	0.47
5	0.05	0.72	0.48	0.03	1.18	0.25	0.03	*1.94	0.06	0.02	**2.14	0.04
6	0.05	0.83	0.42	0.03	1.38	0.18	0.04	**2.56	0.02	0.03	***3.54	0.001
7	0.06	0.96	0.34	0.03	1.50	0.14	0.04	**2.33	0.03	0.03	***3.55	0.001
8	0.06	0.99	0.33	0.03	1.34	0.19	0.04	**2.42	0.02	0.03	***4.02	0.001
9	0.09	1.42	0.17	0.04	*1.91	0.07	0.04	***2.80	0.009	0.04	***4.47	0.001
10	0.08	1.28	0.21	0.04	*1.98	0.06	0.04	***2.69	0.009	0.04	***4.08	0.001
11	0.04	0.58	0.56	0.04	*1.73	0.09	0.04	**2.41	0.02	0.03	***3.59	0.001
12	0.01	0.14	0.89	0.04	*1.70	0.09	0.03	**2.21	0.04	0.02	***2.87	0.01
13	0.01	0.12	0.91	0.03	1.61	0.12	0.03	*1.80	0.08	0.02	**2.06	0.05
14	0.01	0.14	0.89	0.03	1.55	0.13	0.02	1.45	0.16	0.01	1.28	0.21

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Bloomberg.

La Tabla IV aporta resultados más detallados. No hay evidencia estadística suficiente para rechazar la hipótesis nula de que las medias de las diferencias del primer calendar sean cero para toda la ventana de *rollover*, evaluando los últimos 10 años con una prueba robusta a la autocorrelación y heteroscedasticidad. Esto refuerza las conclusiones extrapoladas de las Figuras 9 y 10, en las que el ruido parece predominar en este primer calendar comparado con los demás y mostrando un patrón más difuso que el resto. Nuevamente, parecen haber otros factores que vuelven más complejo aislar el efecto del *rollover* propiamente dicho en este primer constructo.

En el segundo calendar, en cambio, las diferencias son estadísticamente significativas en el 13<sup>er</sup> día previo y en el 9<sup>no</sup> hasta 12<sup>vo</sup> posteriores al final de cada mes. Antes de dicha fecha en promedio

<sup>26</sup> Para una explicación detallada ver Greene, W.H. (2003). Econometric Analysis 7th Edition International edition, Section 20.5.2, p. 960.



tiende a caer unos 3 centavos de dólar para luego subir otros 3 centavos de dólar hacia el final de la muestra. Por su parte, para el tercero y cuarto <u>calendars</u> se forma un interesante patrón de significatividad estadística en las diferencias. Aquellas con significancia estadística parecen ubicarse en las colas de la ventana de *roll*, antes y hasta el 8<sup>vo</sup> día previo y desde el 5<sup>to</sup> día posterior al fin de cada mes hasta el final de la ventana. Las magnitudes en las que se da el movimiento son comparables a las del segundo *calendar*, reflejando nuevamente que estos 3 objetos estudiados parecen pertenecer a la misma clase bien diferenciada del primer calendar.

#### Como conclusiones de esta sección se destacan:

- Existe en apariencia un patrón en forma de "V" en el precio del segundo a cuarto *calendars* de futuros de crudo WTI en torno al final de cada mes calendario, seguido por otro de "Vinvertida" al finalizar la ventana de roll. Dicho en otras palabras, estas estrategias tienden a caer de precio cuando se acerca el *rollover* y a subir cuando se sale de él, para luego caer en menor medida hacia el final. Este patrón es mucho más difuso o ruidoso en el primer *calendar*, siendo difícil de apreciar en especial porque su estructura de datos muestra mayor dispersión en la muestra (medida por su desvío estándar).
- El mejor momento para ejecutar el *rollover* en los *calendars* 2 a 4 es curiosamente el mismo: Al 3<sup>er</sup> día hábil previo al cierre de cada mes. Algo símil ocurre para éstos en cuanto a la máxima diferencia media positiva, ubicada siempre entre el 9<sup>no</sup> y 10<sup>mo</sup> día hábil posterior a fin de mes.
- En los *calendars* 3 a 4, las diferencias en las medias respecto a su valor central en la ventana de *rollover* son estadísticamente significativas en más de la mitad de los días muestreados. Esta significatividad es simétrica y ubicada en las colas de las ventanas de *rollover*, por lo que la evidencia indica que su valor medio es estadísticamente diferente al de fin de mes en ellas. Por su parte, en el *calendar* 2 esa significatividad opera sólo en un quinto del tiempo de la ventana de *roll* y está ubicada predominantemente al final de ella.
- El primer *calendar* de futuros de crudo WTI se comporta en promedio como un animal diferente a los otros 3 con los que fue comparado durante la ventana de roll. No hay evidencia estadística suficiente de que su valor en promedio cambie por el sólo hecho de aproximarse o alejarse del pico de la actividad de *rollover*.

De esta manera, hay evidencia suficiente para rechazar la Hipótesis A de que existe un efecto estacional en cada ventana de *rollover* que **afecta más al primer** *calendar* de futuros de crudo WTI respecto a los otros 3 que le siguen. La evidencia indica que en realidad resulta estadísticamente más medible este efecto estacional en los *calendars* 2 a 4, que en el primero. En caso de querer medirlo para éste, es necesario expandir el trabajo aquí realizado. El punto es que resulta necesario aislar el ruido del efecto exclusivamente atribuible al *roll* y para ello quizás



identificar *clusters*<sup>27</sup> y aplicar la metodología aquí desarrollada dentro de cada uno pueda ser una buena idea, así como también procurar verlo a través de una *fly*<sup>28</sup> en lugar de un *calendar*. No obstante, éstas deben ser consideradas meras propuestas para efectuar futuros estudios que complementen el trabajo aquí hecho y que están fuera de sus horizontes.

<sup>27</sup> Grupos de datos que se caracterizan por mostrar homogeneidad entre sus componentes y heterogeneidad respecto a otros grupos.

<sup>28</sup> Estrategia en la que se emplean 3 puntos de la curva en lugar de dos bajo diferentes criterios de pesaje, típicamente 1 2 1 y con ello se procura lograr una aproximación a la derivada segunda de ella.



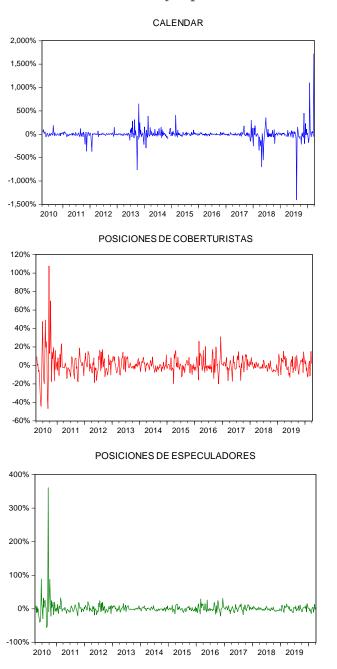
## 2.4.B. HIPÓTESIS B

#### 2.4.B.1. ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS

#### 2.4.B.1.I. Análisis de las series de tiempo involucradas

Se transforman las series de tiempo del *calendar* y las posiciones netas de compra de especuladores y coberturistas a cambios porcentuales semanales. El resultado se muestra en la Figura 11.

Figura 11. Cambios porcentuales semanales del calendar y las posiciones netas de compra de coberturistas y especuladores



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Bloomberg y CFTC



Puede verse que las series muestran algunos cambios visibles en sus varianzas en ciertos períodos de tiempo<sup>29</sup> y como la prueba de no causalidad de Granger se corre sobre las medias condicionales basadas en un modelo lineal (lo que hace que no tenga en cuenta las características particulares que puedan tener las distribuciones condicionadas) ya resulta visible la necesidad de complementar la prueba con alguna otra herramienta complementaria. Por otra parte, surge primero la necesidad de probar si se trata de procesos con o sin raíz unitaria<sup>30</sup>.

Se corren las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP) sobre las series temporales de cambios semanales porcentuales. Los resultados de las mismas pueden verse en las tablas V y VI. En ambas pruebas se halla evidencia estadística suficiente para rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en las tres series de tiempo al 1% de significatividad. Se corre también una prueba de estacionariedad KPSS. Los resultados son exhibidos en la tabla VII. Se encuentran evidencia estadística suficiente para no rechazar la hipótesis nula de que las series analizadas configuran procesos estacionarios al 1% de significatividad.

Así, al menos de acuerdo con las pruebas utilizadas, queda preparado el terreno para poder aplicar la prueba de no causalidad de Granger. Como fuera observado, la Figura 11 revela cambios circunstanciales en los patrones de volatilidad de las series. Esto hace de interés evaluar la no causalidad en, por ejemplo, submuestras. Se corre la prueba de no causalidad para la muestra completa y luego para tres subgrupos de interés:

- ABR-2010 a JUL-14, donde los cambios porcentuales semanales de las posiciones netas de compra parecen experimentar una gran volatilidad al principio de la muestra y luego en el *calendar* incrementa notoriamente su volatilidad al final de la submuestra.
- JUL-14 a FEB-16, un período de interés en el que se produjo un gran *sell-off* <sup>31</sup> en el crudo WTI spot. Parece haber un incremento en la volatilidad de los cambios porcentuales semanales en las posiciones netas de compra y en el *calendar*.
- FEB-16 a AB-20, donde hay cambios de interés en la volatilidad de los cambios porcentuales semanales del calendar principalmente.

<sup>&</sup>lt;sup>29</sup> Parece haber *volatility clustering*, un fenómeno ampliamente identificado en la literatura de series de tiempo en el que la existencia de períodos de alta volatilidad son seguidos por otros de con el mismo patrón y lo mismo para los de volatilidad baja.

<sup>&</sup>lt;sup>30</sup> Un proceso estocástico lineal tiene una raíz unitaria si el valor de la raíz de la ecuación característica del proceso es igual a 1, por lo tanto tal proceso es no estacionario. Si las demás raíces de la ecuación característica se encuentran dentro del círculo unitario - es decir, tienen un valor absoluto menor a uno - entonces la primera diferencia del proceso es estacionaria. Un proceso de raíz unitaria tiene una variación que depende de *t* y diverge hacia el infinito, lo que puede causar problemas en inferencia estadística en modelos de series de tiempo.

<sup>&</sup>lt;sup>31</sup> Actividad de venta sistemática y sostenida en un mercado sobre en un activo en un período de tiempo que produce una caída en su precio.



Para saber el número de *lags* a introducir en la prueba de Granger se usa el criterio de información de Akaike y como alternativa se considera el de Schwarz. Para conocerlos, primero se corre un modelo VAR<sup>32</sup> con hasta 12 *lags*<sup>33</sup> y se obtiene el reporte de selección del número de orden de *lags* que puede verse en la Tabla VIII donde se destaca que tanto para el modelo contra el cambio porcentual en las posiciones netas de los coberturistas como el de los especuladores, el número de *lags* a emplear en las prueba de Granger es 10 según el criterio de Akaike, de 1 para el modelo usando coberturistas y 0 para el de especuladores según el cirterio de Schwarz. Esto, para toda la muestra. Luego se itera este mismo procedimiento para cada una de las submuestras elegidas.

En la siguiente subsección de este documento se correrá la prueba de Granger para toda la muestra y las submuestras seleccionadas.

<sup>&</sup>lt;sup>32</sup> Vector autorregresivo (VAR), empleado cuando se quiere caracterizar las interacciones simultáneas entre un grupo de variables.

<sup>&</sup>lt;sup>33</sup> Este número de *lags* se deriva del estudio de los correlogramas de las series (ACF y PACF).



#### Tabla V. Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada (ADF).

		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.
5	r test statistic % level % level 0% level	$\begin{array}{c} -22.10985 \\ -3.442771 \\ -2.866911 \\ -2.569692 \end{array}$	0.0000	Augmented Dickey-Fr Test critical values:	uller test statistic 1% level 5% level 10% level	$\begin{array}{c} -15.38623 \\ -3.442698 \\ -2.866879 \\ -2.569674 \end{array}$	0.0000

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

$$\label{eq:local_problem} \begin{split} & \text{Augmented Dickey-Fuller Test Equation} \\ & \text{Dependent Variable: D(CALPCT)} \end{split}$$

Method: Least Squares Date: 05/16/20 Time: 01:46

Prob(F-statistic)

Sample (adjusted):  $4/16/2010\ 4/03/2020$ Included observations: 517 after adjustments Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(COBPCT) Method: Least Squares Date: 05/16/20 Time: 01:57 Sample (adjusted): 4/23/2010 4/03/2020

Included observations: 520 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CALPCT(-1)	-0.974657	0.044082	-22.10985	0.0000
C	0.005540	0.064182	0.086318	0.9312
R-squared	0.486973	Mean dependent var		-0.005349
Adjusted R-squared	0.485977	S.D. dependent var		2.035434
S.E. of regression	1.459313	Akaike info criterion		3.597669
Sum squared resid	1096.740	Schwarz criterion		3.614102
Log likelihood	-927.9974	74 Hannan-Quinn criter.		3.604108
F-statistic	488.8456	Durbin-Wat	son stat	2.004905

0.000000

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COBPCT(-1)	-0.784617	0.050995	-15.38623	0.0000
D(COBPCT(-1))	0.142935	0.043496	3.286210	0.0011
C	0.005926	0.004418	1.341288	0.1804
R-squared	0.356661	Mean dependent var		5.13E - 05
Adjusted R-squared	0.354172	S.D. depend	lent var	0.124891
S.E. of regression	0.100367	Akaike info criterion		-1.754223
Sum squared resid	5.207970 Schwarz criterion		terion	-1.729682
Log likelihood	459.0980	459.0980 Hannan-Quinn c		-1.744609
F-statistic	143.3099	Durbin-Watson stat		1.993000
Prob(F-statistic)	0.000000			

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-22.16107	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.442673	
	5% level	-2.866868	
	10% level	-2.569669	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(ESPPCT) Method: Least Squares

Date: 05/16/20 Time: 02:04

Sample (adjusted): 4/16/2010 4/03/2020 Included observations: 521 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ESPPCT(-1)	-0.972225	0.043871	-22.16107	0.0000
C	0.011851	0.008444	1.403495	0.1611
R-squared	0.486196	Mean dependent var		-0.000184
Adjusted R-squared	0.485206	S.D. dependent var		0.268076
S.E. of regression	0.192342	Akaike info criterion		-0.455249
Sum squared resid	19.20070	Schwarz criterion		-0.438912
Log likelihood	120.5923	Hannan-Quinn criter.		-0.448850
F-statistic	491.1128	Durbin-Wat	son stat	1.996049
Prob(F-statistic)	0.000000			

CALPCT: cambio porcentual semanal en el calendar.

COBPCT: cambio porcentual semanal en posiciones netas de compra de coberturistas.

ESPPCT: cambio porcentual semanal en posiciones netas de compra de especuladores



## Tabla VI. Prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron (PP)

			Adj. t-Stat	Prob.*				Adj. t-Stat	Prob.*
Test critical values: 1% level 5% level -		$\begin{array}{c} -22.10915 \\ -3.442771 \\ -2.866911 \\ -2.569692 \end{array}$	0.0000	Phillips-Perron test s Test critical values:	tatistic 1% level 5% level 10% level		$\begin{array}{c} -15.95242 \\ -3.442673 \\ -2.866868 \\ -2.569669 \end{array}$	0.0000	
*MacKinnon (1996)	one-sided p-va	alues.			*MacKinnon (1996)	one-sided p-va	alues.		
,				2.121355 2.116562	Residual variance (no HAC corrected varian		kernel)		0.010207 0.007854
Phillips-Perron Test Dependent Variable: Method: Least Squar Date: 05/16/20 Time Sample (adjusted): 4 Included observations	D(CALPCT) res e: 08:29 /16/2010 4/0	3/2020			Phillips-Perron Test I Dependent Variable: Method: Least Squar Date: 05/16/20 Time Sample (adjusted): 4 Included observations	D(COBPCT) res r: 08:34 /16/2010 4/0	3/2020		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CALPCT(-1) C	$\begin{array}{c} -0.974657 \\ 0.005540 \end{array}$	$7_{0.064182}^{0.044082}$	$\begin{array}{c} -22.10985 \\ 0.086318 \end{array}$	$0.0000 \\ 0.9312$	COBPCT(-1)	$\begin{array}{c} -0.686999 \\ 0.005110 \end{array}$	$8 \\ 0.0011660 \\ 0.004446$	$\begin{array}{c} -16.49046 \\ 1.149300 \end{array}$	$0.0000 \\ 0.2510$
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	$\begin{array}{c} 0.486973 \\ 0.485977 \\ 1.459313 \\ 1096.740 \\ -927.9974 \\ 488.8456 \\ 0.000000 \end{array}$	Mean depend S.D. depend Akaike info Schwarz crit Hannan-Qu Durbin-Wat	lent var criterion terion inn criter.	$\begin{array}{c} -0.005349 \\ 2.035434 \\ 3.597669 \\ 3.614102 \\ 3.604108 \\ 2.004905 \end{array}$	R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.343815 0.342550 0.101226 5.317988 455.0356 271.9352 0.000000	Mean depen S.D. depend Akaike info Schwarz crit Hannan-Qui Durbin-Wat	ent var criterion erion inn criter.	$\begin{array}{c} -0.000133 \\ 0.124841 \\ -1.739100 \\ -1.722764 \\ -1.732701 \\ 1.909087 \end{array}$

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test s	tatistic	-22.16660	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.442673	
	5% level	-2.866868	
	10% level	-2.569669	

Residual variance (no correction)	0.036854
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.037413

Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(ESPPCT) Method: Least Squares
Date: 05/16/20 Time: 08:38
Sample (adjusted): 4/16/2010 4/03/2020
Included observations: 521 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ESPPCT(-1)	-0.972225	0.043871	-22.16107	0.0000
C	0.011851	90.008444	1.403495	0.1611
R-squared	0.486196 Mean dependent var		-0.000184	
Adjusted R-squared	0.485206	S.D. depend	lent var	0.268076
S.E. of regression	0.192342	Akaike info criterion		-0.455249
Sum squared resid	19.20070	Schwarz criterion		-0.438912
Log likelihood	120.5923	Hannan-Qui	inn criter.	-0.448850
F-statistic	491.1128	Durbin-Wat	son stat	1.996049
Prob(F-statistic)	0.000000			

CALPCT: cambio porcentual semanal en el calendar.

COBPCT: cambio porcentual semanal en posiciones netas de compra de coberturistas.

ESPPCT: cambio porcentual semanal en posiciones netas de compra de especuladores.



#### Tabla VII. Prueba de estacionariedad KPSS

		LM-Stat.			LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-S	Shin test statistic	0.075046	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-S	Shin test statistic	0.123034
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000	Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000		5% level	0.463000
	10% level	0.347000		10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-	Shin (1992, Table 1)		*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-	Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction	1)	2.111565	Residual variance (no correction	n)	0.011311
HAC corrected variance (Bartle		2.236712	HAC corrected variance (Bartle	ett kernel)	0.016652

KPSS Test Equation Dependent Variable: CALPCT Method: Least Squares Date: 05/16/20 Time: 09:08 Sample (adjusted): 4/09/2010 4/03/2020 Included observations: 520 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	${\it t-Statistic}$	Prob.
С	0.006692	0.063785	0.104907	0.9165
R-squared	0.000000	Mean deper	ident var	0.006692
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. depend	lent var	1.454522
S.E. of regression	1.454522	Akaike info	criterion	3.589152
Sum squared resid	1098.014	Schwarz crit	terion	3.597333
Log likelihood	-932.1796	Hannan-Qu	inn criter.	3.592357
Durbin-Watson stat	1.954485			

KPSS Test Equation	
Dependent Variable: COBPCT	
Method: Least Squares	
Date: 05/16/20 Time: 09:12	
Sample (adjusted): 4/09/2010 4/03/2020	
Included observations: 522 after adjustmen	t

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007668	0.004659	1.645726	0.1004
R-squared Adjusted R-squared	0.000000 $0.000000$	Mean dependence S.D. dependence	lent var	0.007668 $0.106454$
S.E. of regression Sum squared resid	0.106454 $5.904193$	Akaike info Schwarz cri	0220022	-1.640296 $-1.632140$
Log likelihood Durbin-Watson stat	429.1173 1.372653	Hannan-Qu	inn criter.	-1.637102

		LM-Stat
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-S	0.268083	
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-	Shin (1992, Table 1)	
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt- Residual variance (no correction		0.036824

KPSS Test Equation Dependent Variable: ESPPCT Date: 05/16/20 Time: 09:14 Sample (adjusted): 4/09/2010 4/03/2020

Included observations: 522 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	0.012351	0.008407	1.469160	0.1424
R-squared	0.000000	Mean deper	ident var	0.012351
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. depend	lent var	0.192080
S.E. of regression	0.192080	Akaike info	criterion	-0.459895
Sum squared resid	19.22217	Schwarz crit	terion	-0.451738
Log likelihood	121.0326	Hannan-Qu	inn criter.	-0.456700
Durbin-Watson stat	1.944095			

CALPCT: cambio porcentual semanal en el calendar.

COBPCT: cambio porcentual semanal en posiciones netas de compra de coberturistas.

ESPPCT: cambio porcentual semanal en posiciones netas de compra de especuladores.



#### Tabla VIII. Criterio de selección del número de lags para la prueba de Granger

VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: CALPCT COBPCT Exogenous variables: C Date: 05/16/20 Time: 10:57 Sample: 4/02/2010 4/03/2020 Included observations: 484

VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: CALPCT ESPPCT Exogenous variables: C Date: 05/16/20 Time: 11:04 Sample: 4/02/2010 4/03/2020 Included observations: 484

LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	$_{ m HQ}$
-457.0029	NΛ	0.022844	1.896706	1.913987	1.903497	0	-761.9031	NA	0.080530	3.156624	3.173906*	3.163415*
-438.2640	37.24551	0.021495	1.835802	1.887646*	1.856173*	1	-761.3172	1.164577	0.081674	3.170732	3.222576	3.191104
-433.2543	9.915837	0.021405	1.831629	1.918036	1.865582	2	-760.4139	1.787941	0.082726	3.183528	3.269935	3.217481
-430.7746	4.887695	0.021540	1.837911	1.958881	1.885445	3	-757.9096	4.936124	0.083239	3.189709	3.310678	3.237243
-427.0223	7.365052	0.021562	1.838935	1.994467	1.900050	4	-756.9646	1.854800	0.084297	3.202333	3.357865	3.263448
-426,7004	0.629038	0.021893	1.854134	2.044229	1.928830	5	-755.3174	3.219530	0.085121	3.212055	3.402150	3.286751
-420.0526	12.93851	0.021655	1.843193	2.067850	1.931470	6	-752.6414	5.208345	0.085589	3.217526	3.442184	3.305803
-414.2064	11.33012	0.021490	1.835564	2.094784	1.937422	7	-751.7046	1.815547	0.086680	3.230184	3.489404	3.332042
-397.9787	31.31537	0.020432	1.785036	2.078819	1.900475	8	-735.1889	31.87108	0.082313	3.178467	3.472249	3.293906
-392.1002	11.29551	0.020274	1.777274	2.105619	1.906294	9	-728.6070	12.64711	0.081441	3.167797	3.496143	3.296818
-381.0487	21.14395*	0.019693*	1.748135*	2.111043	1.890737	10	-718.0822	20.13634*	0.079277*	3.140835*	3.503744	3.283437
-378.7524	4.374431	0.019832	1.755175	2.152646	1.911358	11	-715.7837	4.378442	0.079839	3.147867	3.545337	3.304049
-375.7405	5.712583	0.019914	1.759258	2.191292	1.929022	12	-714.0882	3.215796	0.080606	3.157389	3.589423	3.327153
	-457.0029 -438.2640 -433.2543 -430.7746 -427.0223 -426.7004 -420.0526 -414.2064 -397.9787 -392.1002 -381.0487 -378.7524	-457.0029 NA -438.2640 37.24551 -433.2543 9.915837 -430.7746 4.887695 -427.0223 7.365052 -426.7004 0.629038 -420.0526 12.93851 -414.2064 11.33012 -397.9787 31.31537 -392.1002 11.29551 -381.0487 21.14398 -378.7524 4.374431	-457.0029 NA 0.022844 -438.2640 37.24551 0.021495 -433.2543 9.915837 0.021405 -430.7746 4.887695 0.021540 -427.0223 7.365052 0.021562 -426.7004 0.629038 0.021893 -420.0526 12.93851 0.021695 -414.2064 11.33012 0.021490 -397.9787 31.31537 0.020432 -392.1002 11.29551 0.020274 -381.0487 21.14395* 0.019693* -378.7524 4.374431 0.019832	-457.0029         NA         0.022844         1.896706           -438.2640         37.24551         0.021495         1.835802           -433.2543         9.915837         0.021405         1.831629           -430.7746         4.887695         0.021540         1.837911           -427.0223         7.365052         0.021562         1.838935           -426.7004         0.629038         0.021893         1.854134           -420.0526         12.93851         0.021655         1.843193           -414.2064         11.33012         0.021490         1.835564           -397.9787         31.31537         0.020432         1.785036           -392.1002         11.29551         0.020274         1.777274           -381.0487         21.14398*         0.019693*         1.748135*           -378.7524         4.374431         0.019832         1.755175	-457.0029 NA 0.022844 1.896706 1.913987 -438.2640 37.24551 0.021495 1.835802 1.887646* -433.2543 9.915837 0.021405 1.831629 1.918036 -430.7746 4.887695 0.021540 1.837911 1.958881 -427.0223 7.365052 0.021562 1.833935 1.994467 -426.7004 0.629038 0.021893 1.854134 2.044229 -420.0526 12.93851 0.021655 1.843193 2.067850 -414.2064 11.33012 0.021490 1.835564 2.094784 -397.9787 31.31537 0.020432 1.785036 2.078819 -392.1002 11.29551 0.02074 1.777274 2.105619 -381.0487 21.14398* 0.019639* 1.748135* 2.111644 -378.7524 4.374431 0.019832 1.755175 2.152646	$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	-457,0029         NA         0.022844         1.896706         1.913987         1.903497         0         -761.9031         NA         0.080530           -438,2640         37,24551         0.021495         1.835802         1.887646*         1.856173*         1         -761.3172         1.164577         0.081674           -438,2543         9.915837         0.021405         1.831629         1.918036         1.865582         2         -760.4139         1.787941         0.082726           -430,7746         4.887695         0.021562         1.837911         1.958881         1.885445         3         -757.9096         4.936124         0.083239           -427,0223         7.365052         0.021562         1.838935         1.994467         1.900050         4         -756.9646         1.884800         0.084297           -426,7004         0.629038         0.021893         1.854134         2.044229         1.928830         5         -755.3174         3.219530         0.085121           -420,0526         12.93851         0.021655         1.843193         2.067850         1.931470         6         -752.6414         5.208345         0.085589           -397,9787         31.31537         0.021490         1.835564         2.094784 </td <td>-457,0029         NA         0.022844         1.896706         1.913987         1.903497         0         -761.9031         NA         0.080530         3.156624           -438,2640         37.24551         0.021495         1.835802         1.887646*         1.856173*         1         -761.3172         1.164577         0.081674         3.170732           -433,2543         9.915837         0.021405         1.831629         1.918036         1.865582         2         -760.4139         1.787941         0.082726         3.183528           -430,7746         4.887695         0.021562         1.837911         1.958881         1.885445         3         -757.9096         4.936124         0.083239         3.189709           -427,0223         7.365052         0.021562         1.838935         1.994467         1.900050         4         -756.9646         1.885400         0.084297         3.202333           -426,7004         0.629038         0.021593         1.854134         2.044229         1.928830         5         -755.3174         3.219530         0.085121         3.212055           -420,0526         12.93851         0.021655         1.843193         2.067850         1.931470         6         -752.6414         5.208345         0.08</td> <td>-457,0029         NA         0.022844         1.896706         1.913987         1.903497         0         -761.9031         NA         0.080530         3.156624         3.173906*           -438,2640         37.24551         0.021495         1.835802         1.887646*         1.856173*         1         -761.3172         1.164577         0.081674         3.170732         3.222576           -433,2543         9.915837         0.021405         1.831629         1.918036         1.865582         2         -760.4139         1.787941         0.082726         3.183528         3.269935           -430,7746         4.887695         0.021562         1.837911         1.958881         1.885445         3         -757.9096         4.936124         0.083239         3.189709         3.310678           -426,7004         0.629038         0.021562         1.838935         1.994467         1.900050         4         -756.9646         1.885400         0.084297         3.202333         3.357865           -426,7004         0.629038         0.021893         1.854134         2.044229         1.928830         5         -755.3174         3.219530         0.085121         3.212055         3.402184           -420,0526         12.93851         0.021655         &lt;</td>	-457,0029         NA         0.022844         1.896706         1.913987         1.903497         0         -761.9031         NA         0.080530         3.156624           -438,2640         37.24551         0.021495         1.835802         1.887646*         1.856173*         1         -761.3172         1.164577         0.081674         3.170732           -433,2543         9.915837         0.021405         1.831629         1.918036         1.865582         2         -760.4139         1.787941         0.082726         3.183528           -430,7746         4.887695         0.021562         1.837911         1.958881         1.885445         3         -757.9096         4.936124         0.083239         3.189709           -427,0223         7.365052         0.021562         1.838935         1.994467         1.900050         4         -756.9646         1.885400         0.084297         3.202333           -426,7004         0.629038         0.021593         1.854134         2.044229         1.928830         5         -755.3174         3.219530         0.085121         3.212055           -420,0526         12.93851         0.021655         1.843193         2.067850         1.931470         6         -752.6414         5.208345         0.08	-457,0029         NA         0.022844         1.896706         1.913987         1.903497         0         -761.9031         NA         0.080530         3.156624         3.173906*           -438,2640         37.24551         0.021495         1.835802         1.887646*         1.856173*         1         -761.3172         1.164577         0.081674         3.170732         3.222576           -433,2543         9.915837         0.021405         1.831629         1.918036         1.865582         2         -760.4139         1.787941         0.082726         3.183528         3.269935           -430,7746         4.887695         0.021562         1.837911         1.958881         1.885445         3         -757.9096         4.936124         0.083239         3.189709         3.310678           -426,7004         0.629038         0.021562         1.838935         1.994467         1.900050         4         -756.9646         1.885400         0.084297         3.202333         3.357865           -426,7004         0.629038         0.021893         1.854134         2.044229         1.928830         5         -755.3174         3.219530         0.085121         3.212055         3.402184           -420,0526         12.93851         0.021655         <

<sup>\*</sup> indicates lag order selected by the criterion

\* mineates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Selwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion

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

CALPCT: cambio porcentual semanal en el calendar.

COBPCT: cambio porcentual semanal en posiciones netas de compra de coberturistas.

ESPPCT: cambio porcentual semanal en posiciones netas de compra de especuladores.

<sup>\*</sup> indicates lag order selected by the criterion



#### 2.4.B.1.ii. Pruebas de no causalidad de Granger

En la Tabla IX se observan los resultados de la prueba de no causalidad de Granger. La hipótesis nula de no causalidad no puede rechazarse en ninguna de las muestras, a ningún nivel de significatividad, para ninguna de las relaciones estudiadas y bajo ninguno de los criterios de cómputo de *lags* considerados.

Tabla IX. Resultados de la prueba de Granger para la muestra completa y diferentes submuestras

				MUESTRA COMPLETA			
			Criterio de Akaike			Criterio de Schwarz	
	Hipótesis nula	N	p-val	¿Causalidad?		P 100	
1	COB no causa C	490	0.99	NO			
2	C no causa COB	490	0.66	NO			
1	ESP no causa C	490	0.99	NO		0.00	
_2_	C no causa ESP	490	0.92	NO	514	0.79	NO
				ABR-2010 A JUL-2014			
			Criterio de Akaike			Criterio de Schwarz	
	Hipótesis nula	N	p-val	¿Causalidad?	N	p-val	¿Causalidad?
1	COB no causa C	213	0.99	NO	222	0.93	NO
2	C no causa COB	213	0.97	NO	222	0.64	NO
1	ESP no causa C	213	0.99	NO	221	0.95	NO
2	C no causa ESP	213	0.95	NO	221	0.82	NO
				JUL-2014 A FEB-2016			
			Criterio de Akaike			Criterio de Schwarz	
	Hipótesis nula	N	p-val	¿Causalidad?	N	p-val	¿Causalidad?
1	COB no causa C	280	0.99	NO	289	0.85	NO
2	C no causa COB	280	0.89	NO	289	0.54	NO
1	ESP no causa C	280	0.99	NO	288	0.94	NO
2	C no causa ESP	280	0.94	NO	288	0.76	NO
				FEB-2016 A ABR-2020			
			Criterio de Akaike			Criterio de Schwarz	
	Hipótesis nula	N	p-val	¿Causalidad?	N	p-val	¿Causalidad?
1	COB no causa C	208	0.99	NO	217	0.13	NO
2	C no causa COB	208	0.47	NO	217	0.86	NO
1	ESP no causa C	208	0.99	NO	216	0.42	NO
2	C no causa ESP	208	0.54	NO	216	0.82	NO

Así, bajo las herramientas metodológicas seleccionadas no se ha podido encontrar evidencia que soporte que los cambios semanales en las posiciones netas de compra de los participantes del mercado estudiado causen (en los términos de Granger) a los cambios semanales en los precios del *calendar*. Tampoco se ha encontrado evidencia de que la relación causal vaya en la dirección opuesta, es decir, que los cambios en el *calendar* sean los que estén causando cambios en el posicionamiento de los participantes en el mercado.

Entonces, bajo la luz de la evidencia recopilada y siempre considerando las limitaciones metodológicas, se rechaza la Hipótesis B de que existe una relación causal entre las posiciones netas de coberturistas y especuladores en el primer futuro de crudo WTI y el primer calendar de futuros de crudo WTI.



Una interesante conexión que se puede trazar aquí con las conclusiones preliminares de la Sección 2.4.A es que, quizás, ese comportamiento diferente del primer *calendar* respecto a los otros estudiados no pueda atribuirse estadísticamente a una cuestión técnica como el posicionamiento de los especuladores y coberturistas en este mercado. Posiblemente haya otros factores más de naturaleza fundamental detrás de ello, en línea con gran parte de la literatura en lo que respecta los *drivers*<sup>34</sup> del crudo WTI en general. Esto tal vez abra una ventana de exploración en esa dirección.

Habiendo comentado las reticencias de este tipo de pruebas y, aún más, sabiendo que son especialmente sensibles al número de *lags* usados<sup>35</sup> (aun cuando aquí se han ensayado para casos tan extremos como 10 lags vs 1 ó 0), estos resultados aún dejan las puertas abiertas para continuar explorando si existe o no causalidad (en los términos de Granger u otros). Una alternativa posible sería ejecutar la prueba por cuantiles en la distribución, para tener en cuenta momentos condicionales menos arbitrarios que lo que implica seleccionar subjetivamente submuestras como aquí fue hecho.

Otro estudio de potencial interés es repetir este método, pero para diferentes segmentos de la curva de *calendars*. En la Sección 2.4.A, se concluyó que el primer *calendar* mostraba ciertas características especiales que lo diferenciaban del resto y es por ello que también se podrían ensayar pruebas de causalidad en otros puntos, a modo de control.

<sup>&</sup>lt;sup>34</sup> Principales variables que afectan a otra variable.

<sup>&</sup>lt;sup>35</sup> Para más sobre esto, consultar Thornton, D. L., & Batten, D. S. (1984). Lag length selection and Granger causality (No. 1984-001). Federal reserve bank of St. Louis.



### 3. CONCLUSIONES

La incursión en terreno negativo del primer futuro de crudo parece no poder explicarse suficientemente ni por un patrón regular durante la ventana de *rollover* ni por los cambios en las posiciones de coberturistas y especuladores. En el primer caso, simplemente porque el patrón encontrado resulta ruidoso en el primer calendar y es débil en magnitud. Tan débil, que examinado para las últimas 120 ventanas de roll no puede afirmarse que estadísticamente sea distinto de cero. En el segundo, porque no se encontró evidencia de una relación causal con los cambios en el *roll* del primer contrato (el primer *calendar*). Esto indica que, con mayor probabilidad, este fenómeno muy atípico ha sido impulsado por una combinación de factores fundamentales como el exceso de oferta en el mercado, capacidad de almacenamiento colapsada, una demanda debilitada y otro factor más técnico relacionado a la entrega física del producto.

En la exploración de los diferentes *calendars* estudiados ha sido posible identificar algunos hechos estilizados. Hay evidencia suficiente para rechazar que la distribución de estos constructos sea normal, a la vez que en todos exhibe una interesante asimetría izquierda y presencia de multimodalidad. Aún más, la distribución del primer *calendar* es notoriamente leptocúrtica reflejando una probabilidad más alta que la de una distribución normal para sufrir grandes *swings* en su precio. Esto es importante para los especuladores en el mercado, ya que les da una idea de la esperanza de su rentabilidad en una posición en el mismo. A su vez, para los coberturistas es también relevante porque sugiere que tal vez sea mejor idea cubrirse con un contrato que no sea el primero de la curva. Ello, para que cuando sea momento de hacer el roll no se esté expuesto a una probabilidad más alta de la normal a que hayan movimientos tan extremos en el *calendar*.

En las ventanas de *rollover* se observa un patrón ruidoso. El ruido es mucho más alto en el primer calendar que los demás, reflejando que éste está dominado por otros factores que no afectan tanto a los otros. Esto refuerza la idea de que no parece ser conservador para un coberturista usar el primer futuro para *hedgear*<sup>36</sup> una posición, ya que al efectuar el *rollover* al segundo futuro se expone a factores que no puede controlar y no ha sido posible reconocer, pero que es evidente que están introduciendo ruido. Cuáles son esos factores es una pregunta abierta a indagar, aunque una conjetura posible es que la señal que llega del *spot* tal vez afecte en forma asimétrica a los dos primeros contratos y este efecto de señal se disipa a medida que nos movemos hacia atrás en la curva.

En los otros tres *calendars*, se ve un patrón en forma de V en torno al centro de la ventana de roll implicando que los mismos en promedio caen de precio dos semanas antes de esa fecha y luego se recuperan para finalmente mostrar una "V invertida" en donde vuelven a caer. Este patrón es estadísticamente significativo en las colas de la ventana de *rollover* y se difumina al llegar al centro de la misma. Es especialmente significativo en los *calendars* 3 y 4. Entonces, por ejemplo para los coberturistas podría ser una buena idea tomar una posición estratégica en el tercer futuro de crudo y esperar ejecutar el *rollover* al cuarto en cualquier momento entre 7 y 1 días hábiles antes de la expiración del mismo, cuando estadísticamente no puede decirse que la media de las diferencias sea distinta de cero para las últimas 120 ventanas.

Al indagar sobre la naturaleza diferente del primer *calendar* surgió la pregunta de si la misma puede en parte estar causada por un factor técnico como el cambio en el posicionamiento de los agentes del mercado. Para ello, el estudio de las posiciones netas de compra de coberturistas y especuladores reveló que los

<sup>&</sup>lt;sup>36</sup> Mitigar el riesgo en la posición de un activo usando otro.



primeros están sistemáticamente vendidos en el contrato, mientras que los segundos están comprados. En los coberturistas, resulta lógico pensar que están vendidos para cubrirse frente a caídas del precio del crudo WTI *spot* y en los especuladores, que simplemente esperan que el *commodity* aumente de precio y con ello lograr un rendimiento positivo.

Al examinar la existencia de causalidad (en la forma de Granger), no se encontró evidencia estadísticamente significativa para rechazar la hipótesis nula de no causalidad entre cómo cambian las posiciones de coberturistas y especuladores y cómo cambia el precio del calendar, semanalmente. Si bien las series de tiempo involucradas no configuran procesos de raíz unitaria y no puede rechazarse estadísticamente la hipótesis nula de que son estacionarias, ciertos artefactos en las series de tiempo involucradas requieren efectuar futuros estudios sobre esta relación. En apariencia, existen regímenes de volatilidad bien distintos que intentaron capturarse con una submuestreo subjetivo y tampoco se encontró relación causal. No obstante, se trata de una relación que debe continuar estudiándose aplicando métodos más robustos como, por ejemplo, las pruebas de no causalidad por cuantiles. Inclusive, tal vez valga la pena caracterizar mejor a las series de tiempo e identificar más precisamente los regímenes diferentes usando herramientas como un modelo de *Markov Switching*.

Así, en este estudio empírico se ha seguido una metodología no innovadora pero con una aplicación novedosa a objetos poco estudiados como los *calendars* de futuros de crudo WTI, su comportamiento sobre las ventanas de *rollover* y características salientes, como así también se procuró evaluar el papel de cómo se posicionan los coberturistas y especulares en este mercado sobre estos constructos. Los resultados posiblemente disminuyan en alguna medida la incertidumbre en la toma de decisiones de participantes del mercado e investigadores, pero lo cierto es que arrojan más preguntas que respuestas esparciendo semillas en el campo fértil de la investigación futura.



## 4. BIBLIOGRAFÍA

- 1. Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. IEEE transactions on automatic control, 19(6), 716-723
- 2. Akhtar, M. A., & Harris, E. S. (1986). Monetary policy influence on the economy-an empirical analysis. Quarterly Review, (Win), 19-34.
- 3. Alquist, R., & Gervais, O. (2013). The role of financial speculation in driving the price of crude oil. The Energy Journal, 34(3).
- 4. Ariel, R. A. (1987). A monthly effect in stock returns. Journal of financial economics, 18(1), 161-174.
- 5. Cavanaugh, J. E., & Neath, A. A. (1999). Generalizing the derivation of the Schwarz information criterion. Communications in Statistics-Theory and Methods, 28(1), 49-66.
- 6. Chan, E. (2013). Algorithmic trading: winning strategies and their rationale (Vol. 625). John Wiley & Sons.
- 7. Chevallier, J. (2013). Price relationships in crude oil futures: new evidence from CFTC disaggregated data. Environmental Economics and Policy Studies, 15(2), 133-170.
- 8. Cho, D. (2008). A few speculators dominate vast market for oil trading. Washington Post, 21, A01.
- 9. Ding, H., Kim, H. G., & Park, S. Y. (2014). Do net positions in the futures market cause spot prices of crude oil?. Economic Modelling, 41, 177-190.
- 10. DuToit, S. H., Steyn, A. G. W., & Stumpf, R. H. (2012). Graphical exploratory data analysis. Springer Science & Business Media.
- 11. Edwards, F. R., & Canter, M. S. (1995). The collapse of Metallgesellschaft: Unhedgeable risks, poor hedging strategy, or just bad luck? The Journal of Futures Markets (1986-1998), 15(3), 211.
- 12. French, K. R. (1980). Stock returns and the weekend effect. Journal of financial economics, 8(1), 55-69.
- 13. Geman, H., & Kharoubi, C. (2008). WTI crude oil futures in portfolio diversification: The time-to-maturity effect. Journal of Banking & Finance, 32(12), 2553-2559.
- 14. Gibbons, M. R., & Hess, P. (1981). Day of the week effects and asset returns. Journal of business, 579-596.
- 15. Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. Econometrica: journal of the Econometric Society, 424-438. Sección 4.
- 16. Greene, W.H. (2003). Econometric Analysis 7th Edition International edition, Section 20.5.2, p. 960.
- 17. Hamilton, J. D. (1994). Time series analysis (Vol. 2, pp. 690-696). New Jersey: Princeton.
- 18. Hamilton, J. D. (2009). Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08 (No. w15002). National Bureau of Economic Research.
- 19. Holmes, P., & Rougier, J. (2005). Trading volume and contract rollover in futures contracts. Journal of Empirical Finance, 12(2), 317-338.
- 20. Hull, J. C. (2011). Options, Futures, and Other Derivatives and DerivaGem CD Package.
- 21. Keim, D. B., & Stambaugh, R. F. (1984). A further investigation of the weekend effect in stock returns. The journal of finance, 39(3), 819-835.
- 22. Khan, M. S. (2009). The 2008 Oil Price" Bubble" (No. PB09-19).



- 23. Kleim, D. B. (1983). Size-related anomalies and the stock return seasonality. Journal of Financial Economics, 12, 13-32.
- 24. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. Journal of econometrics, 54(1-3), 159-178.
- 25. Lou, D., Yan, H., & Zhang, J. (2013). Anticipated and repeated shocks in liquid markets. The Review of Financial Studies, 26(8), 1891-1912.
- 26. Masters, M. W. (2008). Testimony before the committee on homeland security and governmental affairs. US Senate, Washington, May, 20.
- 27. Newey, W., & West, K. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. Econometrica 55: 703708Ou P, Wang H (2013) Volatility modelling and prediction by hybrid support vector regression with chaotic genetic algorithms. Int Arab J Inf Technol 11 (3): 287292Patton AJ (2011) Volatility forecast comparison using imperfect volatility proxies. Contemp Acc Res, 20, 551578Smith.
- 28. Pirrong, S. C. (1997). Metallgesellschaft: A prudent hedger ruined, or a wildcatter on NYMEX?. Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products, 17(5), 543-578.
- 29. Powell, A (2020). Negative Oil: What Is behind the Negative Oil Price? Recuperado de: <a href="https://blogs.iadb.org/ideas-matter/en/negative-oil-what-is-behind-the-negative-oil-price/">https://blogs.iadb.org/ideas-matter/en/negative-oil-what-is-behind-the-negative-oil-price/</a>
- 30. Ripple, R. D., & Moosa, I. A. (2005). Futures maturity and hedging effectiveness: The case of oil futures (No. 0513). Australia: Macquarie University, Department of Economics.
- 31. Singleton, K. J. (2014). Investor flows and the 2008 boom/bust in oil prices. Management Science, 60(2), 300-318.
- 32. Smales, L. A. (2019). Slopes, spreads, and depth: Monetary policy announcements and liquidity provision in the energy futures market. International Review of Economics & Finance, 59, 234-252.
- 33. Sørensen, C. (2002). Modeling seasonality in agricultural commodity futures. Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products, 22(5), 393-426.
- 34. Thornton, D. L., & Batten, D. S. (1984). Lag length selection and Granger causality (No. 1984-001). Federal reserve bank of St. Louis.
- 35. Till, H. (2009). Has there been excessive speculation in the us oil futures markets? what can we (carefully) conclude from new cftc data?. What can we (carefully) conclude from new CFTC data.
- 36. Todorova, M. I. (2004). Modeling energy commodity futures: Is seasonality part of it?. The Journal of Alternative Investments, 7(2), 10-32.
- 37. Tukey, J. W. (1977). Exploratory data analysis (Vol. 2).
- 38. Veld-Merkoulova, Y. V., & De Roon, F. A. (2003). Hedging long-term commodity risk. Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products, 23(2), 109-133.



# APÉNDICE CURTOSIS

Es la ratio entre el cuarto momento  $(m_4)$  y el segundo al cuadrado  $(m_2^2)$ :

$$K = \frac{m_4}{{m_2}^2}$$

El segundo momento en torno a la media  $(m_2)$  es la suma de los cuadrados de los desvíos en torno a la media de una variable aleatoria x y divididos por el número de observaciones:

$$m_2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - X_{avg})^2}{n}$$

Es, en otras palabras, la varianza de la variable aleatoria x:

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - X_{avg})^2}{n}$$

El cuarto momento  $(m_4)$ , por su parte, es la suma de las cuartas potencias de los desvíos en torno a la media de una variable aleatoria x y divididos por el número de observaciones:

$$m_4 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - X_{avg})^4}{n}$$

Con lo que (1) puede re expresarse como:

$$K = n \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - X_{avg})^4}{(\sum_{i=1}^{n} (X_i - X_{avg})^2)^2}$$

Luego, el exceso de curtosis queda definido simplemente como:

$$K = n \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - X_{avg})^4}{(\sum_{i=1}^{n} (X_i - X_{avg})^2)^2} - 3$$

Así, un exceso de curtosis está asociado a un mayor riesgo de que una variable aleatoria con una distribución leptocúrtica experimente movimientos más allá de los 3 desvíos estándar asociados a una variable normalmente distribuida.



#### PRUEBA DE NORMALIDAD DE SHAPIRO-WILK

El estadístico de prueba del test es:

$$W = rac{\left(\sum_{i=1}^n a_i x_{(i)}
ight)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \overline{x})^2}$$

- x(i) es el número que ocupa la i-ésima posición en la muestra (con la muestra ordenada de menor a mayor).
- $\bar{x}$  es la media muestral.
- Respecto a los  $a_i$ , se computan de la siguiente manera:

$$(a_1,\dots,a_n) = rac{m^ op V^{-1}}{(m^ op V^{-1}V^{-1}m)^{1/2}}$$

Donde:

$$m=(m_1,\ldots,m_n)^{ op}$$

La hipótesis nula se rechazará si W es demasiado pequeño. El valor de W puede oscilar entre [0;1].

Interpretación: Siendo la hipótesis nula que la población está distribuida normalmente, si el p-valor es menor a alfa (nivel de significancia) entonces la hipótesis nula es rechazada (se concluye que los datos no vienen de una distribución normal). Si el p-valor es mayor a alfa, se concluye que no se puede rechazar dicha hipótesis.

#### PRUEBA T DE DIFERENCIA DE MEDIAS

La hipótesis nula en este tipo de pruebas es que la media muestral es igual a un determinado valor  $\mu_0$ , elaborándose el siguiente estadístico de prueba:

$$t = \frac{\overline{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$$

Donde  $\bar{x}$  es la media muestral, s es la desviación estándar muestral y n es el tamaño de la muestra.

Se aplica cuando la población estudiada sigue una distribución normal pero el tamaño muestral es demasiado pequeño como para que el estadístico en el que está basada la inferencia esté normalmente distribuido, utilizándose una estimación de la desviación típica en lugar del valor real.



#### ESTIMADOR DE NEWEY-WEST (1987)

En un modelo de regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios, los coeficientes son computados como:

$$B = (X^T X)^{-1} X^T Y$$

Y la covarianza de la matriz B viene dada por:

$$cov(B) = \sigma^2(X^TX)^{-1}$$

En donde  $\sigma^2$  es la varianza común de los residuos  $\varepsilon_i$ , estimados por error cuadrático medio. Esto es equivalente a:

$$cov(B) = (X^T X)^{-1} X^T S X (X^T X)^{-1}$$

Donde:

$$S = \sigma^2 I$$

Esto puede estimarse usando la matriz de covarianza de los residuos, que no es otra cosa más que la matriz diagonal cuya diagonal consiste en los valores n/(n-k) \* $\sigma$ 2. Esto es cierto, dado E[e] = 0 y E[eeT] = 0. Equivalentemente:

$$X^{T}SX = \frac{n}{n-k} \sum_{i=1}^{n} e_{i}^{2} X_{i}^{T} X_{i} = \frac{n}{n-k} X^{T} (R * X)$$

Donde R es el vector columna que contiene los valores  $e_i^2$ .

El método de Newey-West usa la misma aproximación, excepto que  $X^TSX$  se calcula de otra manera y los errores estándares que resultan de ello quedan corregidos por heteroscedasticidad y autocorrelación.

Cuando hay autocorrelación en *lags* hasta h > 0, se usa el siguiente valor:

$$X^{T}SX = \frac{n}{n-k} \sum_{i=1}^{n} e_{i}^{2} X_{i}^{T} X_{i} + \frac{n}{n-k} \sum_{i=1}^{h} \left(1 - \frac{i}{h+1}\right) \sum_{j=i+1}^{n} e_{j} e_{j-i} \left(X_{j}^{T} X_{j-i} + X_{j-i}^{T} X_{j}\right)$$

Donde Xi es la i-ésima fila en la matriz de diseño X. La primera suma en la fórmula es el valor de  $X^TSX$  cuando no hay autocorrelación (h = 0).

El método de Newey-West puede aceptar correlación con *lags* hasta h de manera tal que lags mayores a h pueden ser ignorados. No solo eso, sino que también corrige por heteroscedasticidad.



Definimos ahora:

 $R_i$  como el n-i × 1 vector columna cuyos valores son  $e_1e_{i+1}$ ,  $e_2e_{i+2}$ , ...,  $e_{n$ - $i}e_n$   $U_i$  como la n-i × k matriz que consiste en las primeras n-i filas en X  $V_i$  como la n-i × k matriz que consiste en las últimas n-i filas en X  $W_i$  es una matriz de orden k × k

$$W_{i} = \sum_{j=i+1}^{n} e_{j} e_{j-i} \left( X_{j}^{T} X_{j-i} + X_{j-i}^{T} X_{j} \right) = V_{i}^{T} \left( R_{i} * U_{i} \right) + U_{i}^{T} \left( R_{i} * V_{i} \right)$$

Para i > 0. Y:

$$W_0 = \sum_{i=1}^n e_i^2 X_i^T X_i = U_0^T (R_i * V_0) = X^T (R_0 X)$$

Por lo que, finalmente se llega a la expresión de Newey-West:

$$X^T S X = \frac{n}{n-k} \sum_{i=0}^{h} \left(1 - \frac{i}{h+1}\right) W_i$$