



Precio de abastecimiento de Gas Natural Licuado (GNL) en
Argentina: Un análisis de cointegración con los mercados de referencia
mundiales.

Maestría en Econometría

Cecilia Guadalupe Rodríguez
Legajo: 14M1256

Tutor: Sebastián Bonetto

Mayo de 2021

Precio de abastecimiento de Gas Natural Licuado (GNL) en Argentina: Un análisis de cointegración con los mercados de referencia mundiales.

Cecilia Guadalupe Rodríguez

Universidad Torcuato Di Tella

Resumen

En la Argentina, la importación de gas natural licuado o GNL cubre la marcada estacionalidad de los picos de demanda de gas en invierno, que no se alcanzan a cubrir con la producción local ni a través del contrato de importación de gas con Bolivia.

A medida que el gas va ganando relevancia en los mercados internacionales, se está evidenciando que el precio del crudo, variable históricamente utilizada para la indexación de contratos de gas a largo plazo, ya no refleja las variaciones propias del mercado del gas.

Por esta razón, y porque la importación de GNL será el escenario al que se enfrentará el país por los próximos años, se intentará indagar si existe una relación de equilibrio entre el precio del GNL en Argentina y el precio del gas en los principales mercados de referencias mundiales, como ser el precio del Brent (Petróleo) y los denominados Hubs de gas (Henry Hub de Estados Unidos, Title Transfer Facility “TTF”, usado en Holanda y Japan Korea Marker “JKM”, referencia en los mercados asiáticos).

Palabras claves: GNL Argentina, Precio, Cointegración.

Clasificación JEL: N7, E3, C1.

Índice de contenidos

1. El mercado de Gas Natural y del GNL.....	3
1.1. Los centros de comercialización de gas natural en el mundo.....	3
1.2. El gas natural en Argentina.....	4
1.3. El mercado mundial de GNL.....	6
2. Marco Teórico.....	7
2.1. Relaciones espurias: Sentido estadístico, pero no lógico.....	8
2.2. Cointegración: Metodología de Engle y Granger.....	8
2.3. Sistema de variables cointegradas.....	11
2.4. Cointegración: Metodología de Johansen.....	12
2.5. Diferencia entra las metodologías de Engle y Granger y Johansen.....	14
2.6. Observaciones importantes sobre la definición de cointegración.....	15
3. Variables de análisis.....	15
4. Estimación y resultados.....	16
4.1. Procedimiento Engle y Granger.....	16
4.1.1. Pruebas de estacionariedad.....	16
4.1.1.1. Análisis visual.....	16
4.1.1.2. Análisis formal.....	17
4.1.2. Pruebas de cointegración.....	18
4.1.3. Modelo de corrección de errores.....	19
4.2. Procedimiento Johansen.....	20
5. Conclusión.....	22
6. Anexo de Gráficos.....	24
7. Bibliografía.....	27

1. El mercado de Gas Natural y del GNL

El gas natural, con 24,2% de participación, es la tercera fuente de energía más importante del mundo después del petróleo (33,1%) y el carbón (27%). El uso de gas natural está creciendo rápidamente y se espera que supere al carbón en el segundo lugar para 2030.

El gas natural se desarrolló comercialmente por primera vez en 1825 en los Estados Unidos, pero despegó como una fuente importante de energía en todo el mundo en la década de 1970.

Su consumo se utiliza fundamentalmente en tres tipos de sectores: en hogares para cocción y calefacción, en la industria para procesos y como combustible para el sector de generación de electricidad. En los dos últimos usos es donde mayor aumento se espera, sobre todo por las propiedades del gas natural, que cuenta con una mayor eficiencia energética que el petróleo y tiene una combustión más limpia que la del carbón.

Los mayores productores de gas natural del mundo son actualmente, en orden de importancia: Estados Unidos, Rusia, Irán, Qatar, Canadá, China, Canadá, Australia y Noruega. La mayoría de estos países tienen un exceso de gas natural que se puede exportar a otros países del mundo, que se transporta a través de gasoductos, o en estado líquido como gas natural licuado (GNL).

El GNL es gas natural enfriado hasta el punto que se condensa a líquido, lo cual ocurre a una temperatura de aproximadamente $-160\text{ }^{\circ}\text{C}$ y a presión atmosférica. Se almacena en forma líquida a presión ambiente y ocupa aproximadamente 600 veces menos volumen que en su forma gaseosa. Por ello, permite almacenar y transportar mayores cantidades de energía en volúmenes reducidos con menores costos de transporte.

Cuando llega a su destino final, el GNL se regasifica y transporta a través del sistema habitual de gasoductos. Antes del desarrollo del GNL, los mercados de gas de todo el mundo operaban de forma independiente, ya que se basaban en redes de gasoductos regionales.

1.1. Los centros de comercialización de gas natural en el mundo

Los tres centros de comercialización (en adelante “hubs”) de gas natural más desarrollados son: Europa occidental, América del Norte y Asia del Norte. Estas regiones tienen densas redes de gasoductos y una alta demanda de gas natural.

El concepto de hub hace referencia a un mercado físico o virtual que facilita los servicios logísticos, de mercado y financieros, requeridos para agilizar las transacciones de gas entre los distintos participantes del sistema (Transportistas, traders, consumidores, etc.), y por ello son usados como punto de referencia de cada mercado a nivel internacional.

“Particularmente los centros de comercialización, permiten a los participantes del mercado ajustar sus suministros para satisfacer las necesidades de sus clientes a corto y largo plazo y gestionar el riesgo de precios.” (Bonetto et al., 2019).

El gas natural es la fuente de energía de más rápido crecimiento en Estados Unidos. Hay docenas de centros comerciales de gas natural, pero el más dominante es el Henry Hub en Luisiana. El Henry Hub está estratégicamente situado en una importante región de producción on shore y también está cerca de la producción off shore.

Asimismo, tiene una excelente conectividad con las instalaciones de almacenamiento y los sistemas de gasoductos. Esto permite trasladar el gas natural de las cuencas de suministro y exportarlo a los principales mercados de consumo. Esta red altamente integrada es servida por gasoductos de gas natural interestatales e intraestatales.

En Europa occidental, el gas es el combustible dominante para la producción de electricidad. Los precios se establecen en varios centros comerciales de la región. Los dos centros más importantes de la región son el National Balancing Point o NBP en el Reino Unido y el Title Transfer Facility o TTF en los Países Bajos.

El NBP es una ubicación comercial virtual para la venta, compra e intercambio de gas natural del Reino Unido. El gas de cualquier punto del país dentro del sistema nacional de transmisión se considera gas NBP. Este sistema permite a los compradores y vendedores reunirse para simplificar las operaciones de compraventa, y por eso es de uso muy común como indicador del mercado del gas al por mayor en Europa. Las operaciones se realizan de manera anónima, garantizando siempre el balanceo del sistema de transporte.

La operatoria del TTF es similar al NBP al ser un punto de comercio virtual. TTF es un sistema en el que el gas puede ser transferido sin que el producto deba ser transportado y se puede comprar y vender gas desde cualquier punto de la red.

En Asia, existen menos conexiones de gasoductos entre diferentes países que en el caso de Europa y América del Norte. Esto explica por qué, hasta ahora, no ha habido una referencia de precios importante para el gas natural en Asia. Sin embargo, esta situación está cambiando con el aumento de las importaciones asiáticas de gas natural en forma de GNL. Platts, el servicio de informes de precios, evalúa el precio del GNL del norte de Asia a través de su índice Japan Korea Marker o JKM.

1.2. El gas natural en Argentina

Según el Balance Energético Nacional del año 2019 (último disponible actualmente), la oferta interna total está compuesta de 59% por gas natural, 27% por petróleo y derivados y 1% por carbón, lo que totaliza 87% de combustibles fósiles.

Bajo el escenario actual de producción y consumo de Argentina, la producción local de gas natural no logra cubrir la demanda interna, sobre todo en los meses de invierno donde se produce el pico de consumo.

La oferta de gas nacional actualmente está cubierta por tres fuentes: Producción local, importación de gas desde Bolivia e importación de GNL. También se utilizan, principalmente en el sector de generación eléctrica, combustibles alternativos al gas natural como el carbón mineral, fuel oil, gas oil, etc.

En los años 90 en Argentina, a partir del proceso de desregulación, desintegración vertical y privatización de diversos sectores de la industria energética, se alcanzó un exceso de oferta de gas natural, a partir del descubrimiento de grandes yacimientos como Loma la Lata, que posibilitaron el crecimiento de las exportaciones.

Sin embargo, este proceso de reforma del estado iniciado en los 90, derivaría en la crisis económica del 2001, que a partir de la salida del régimen de convertibilidad y la pesificación de las tarifas tras la Ley de Emergencia Económica (Ley N° 25.561), generaría una ralentización de las inversiones que implicó volver importar nuevamente gas para cubrir la demanda pico de invierno, convirtiéndose a partir del 2007, en parte estructural del abastecimiento de todo el año.

Tabla 1: Total de gas importado y total consumido en el país, en miles de m3.

Año	Total importado	Total consumido	% importado/consumo
2010	3.640.305	37.807.576	10%
2011	7.058.225	40.335.422	17%
2012	9.376.339	41.552.297	23%
2013	11.568.485	42.914.771	27%
2014	11.843.007	42.749.531	28%
2015	11.208.467	43.570.557	26%
2016	10.698.320	44.685.513	24%
2017	11.175.540	44.711.750	25%
2018	9.542.171	45.084.688	21%
2019	6.851.573	43.171.111	16%
2020	7.426.010	40.768.692	18%

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Ente Nacional Regulador del Gas “ENARGAS”

En los últimos 10 años, el país ha importado entre el 10% y el 28% del consumo de gas natural, siendo en promedio el 44% proveniente de GNL.

Como se dijo previamente, las dos fuentes principales de importación de gas natural en Argentina son: por gasoductos, desde el Estado Plurinacional de Bolivia (y eventualmente desde Chile) y por GNL, a través de las terminales de regasificación de Escobar y Bahía Blanca¹ .

En el caso de los suministros de gas natural recibidos desde el Estado Plurinacional de Bolivia, Energía Argentina S.A. (hoy Integración Energética Argentina S.A – “IEASA”) y Yacimientos Petrolíferos Fiscales Bolivianos (“YPFB”) suscribieron, en el año 2006, un Contrato de Compraventa de Gas Natural por el término de 20 años.

Desde el año 2019, se vienen suscribiendo Adendas consecutivas al Contrato que establecen regímenes temporales con esquemas diferentes de precios y cantidades respecto al contrato original de importación desde Bolivia, con mayor estacionalidad en las entregas, dado que las naciones no pueden cumplir con las entregas y recepciones contractuales. El Gráfico 1 muestra la evolución de inyección de gas de Bolivia.

Para el caso de las importaciones de GNL, IEASA vino realizando operaciones de descarga, almacenamiento y regasificación a través de dos terminales portuarias, una en Escobar y otra en Bahía Blanca, Provincia de Buenos Aires. Una vez regasificado, el GNL es inyectado en fase gaseosa al sistema troncal de gasoductos de Transportadora de Gas del Norte (“TGN”) Y Transportadora de Gas del Sur (“TGS”) para Escobar y Bahía Blanca, respectivamente. El Gráfico 2 muestra la evolución de inyección de GNL.

Es importante poner de manifiesto que IEASA, efectúa compras de GNL en el mercado “spot”, es decir, de corto plazo. Para efectuar la compra de dichos cargamentos, IEASA efectúa un proceso licitatorio internacional (denominado *Request for proposal - RFP*) el cual posee una duración aproximada de entre 45 y 60 días desde el lanzamiento del RFP hasta la primera ventana de arribo a las terminales de regasificación argentinas. Esto es así, dado que desde el puerto de

¹ Bahía Blanca operó desde 2008 hasta el año 2018, y se prevé, según lo informado por Secretaría de Energía que vuelva a ponerse operativa para el mes de mayo del año 2021.

carga de GNL más cercano hasta Argentina hay como mínimo 14 días solamente de navegación. Es decir, para la programación de importación de buques de GNL, se vuelve un factor muy relevante la anticipación de esos procesos de compras, intentando maximizar la concurrencia de ofertas. Al momento de efectuarse la compra del GNL por buque, el mismo posee un compromiso para zarpar del puerto de origen y llegar a la Argentina en una fecha determinada, que se de ser modificada por una de las partes, es pasible de incurrir en penalidades.

Por lo tanto, si el GNL se procura en plazos más largos respecto al arribo del cargamento, es probable que se asegure una mayor concurrencia, pero estas compras con mayor plazo no siempre redundan en un mayor beneficio. Dado que el dinamismo propio de la oferta y la demanda de gas natural en Argentina introducen incertidumbre en la planificación, los errores de compras exceso también tienen costos asociados a las penalidades por demoras.

En conclusión, todos estos factores, influirán en los precios pagados por el GNL en Argentina.

1.3. El mercado mundial de GNL

Según el reporte anual 2020 del GIIGNL (International Group of Liquefied Natural Gas Importers), las importaciones mundiales de GNL alcanzaron para dicho año, 356,1 millones de toneladas (MT), aumentando en 1,4 MT o un 0,4% en comparación con el año anterior. A pesar de los desafíos impuestos por la pandemia, el comercio de GNL ha demostrado ser resistente, cada vez más diverso y global.

Entre los países proveedores de GNL, Australia y Qatar lideran el grupo con 77,8 MT y 77,1 MT, respectivamente. Es la primera vez que Australia tomó el puesto de Qatar como primer exportador mundial. Detrás de estos dos grandes jugadores se posiciona Estados Unidos como tercero, con 44,8 MT, seguido por Rusia con 29,6 MT, y Malasia con 23,9 MT.

Japón continúa siendo el principal importador de GNL en el mundo con 74,4 MT, o una cuota de mercado del 20,9%. Por su parte, China, continúa siendo el segundo mayor importador de GNL a nivel mundial con 68,9 MT, el 19,3% del mundo. Otro país asiático que también registró importantes aumentos en su consumo de GNL fue la India, donde las importaciones crecieron un 11% (+ 2,7 MT) respecto del 2019, en respuesta a una mayor demanda impulsada por el descenso de los precios del GNL al contado.

Las importaciones de Europa totalizaron 81,6 MT, siendo los tres principales importadores de GNL en Europa siguen siendo España (15,4 MT), seguida por el Reino Unido (13,4 MT), que superó a Francia, que ahora es el tercer país importador de la región (13,1 MT).

El año 2020 se caracterizó por un destacado crecimiento de las transacciones spot y a corto plazo. Dichos volúmenes aumentaron en 23,5 MT, un incremento del 19,8%, alcanzando las 142,5 MT. Esto representó el 40% del comercio total frente al 34% de 2019.

Estados Unidos siguió siendo el principal exportador de GNL spot y a corto plazo, con un 21,3% del total de los volúmenes, seguido de cerca por Australia, con una cuota de mercado del 19,9%.

El mercado de GNL está experimentando desde hace varios años, un importante crecimiento a nivel mundial. Desde un enfoque económico, esto está provocando cambios en los mercados regionales principalmente, para la conformación de los contratos a largo plazo. Históricamente, para la fijación de los precios de los contratos a término de compra de gas natural, el mecanismo más utilizado fue la indexación a los precios del petróleo, cuando los combustibles sustitutos más accesibles del gas fueron los derivados del petróleo. Sin embargo, a medida que el

GNL va ganando liquidez en el mundo, van creciendo los denominados contratos *gas to gas*, en contra de los *oil linked*.

Estos productos energéticos se comportan de manera similar a los activos financieros por lo que están influenciados por especulaciones y burbujas. Al ser ahora mercados totalmente diferenciados, todas aquellas perturbaciones que se experimentan en uno, no se refleja claramente en el otro.

Un trabajo muy interesante en este sentido es el desarrollado por Dayong Zhang, Min Shi, y Xunpeng Shi (Dayong Zhang et al., 2018). A través de un modelo VAR de serie de tiempo, analizan distintos factores que influyen en las variaciones de precios de los tres mercados principales: Estados Unidos, Japón y Alemania. La conclusión de este trabajo indica que existe un patrón variable en el tiempo en todos los mercados, y que la influencia de los cambios en el precio del petróleo fue disminuyendo en el tiempo. El carácter financiero de los mercados energéticos provoca que los precios respondan en mayor medida a mecanismos comerciales.

La disociación entre el petróleo y el gas es cada vez más evidente por lo que surge la necesidad de encontrar un nuevo mecanismo de indexación para el precio del GNL. Entre las alternativas que mencionan los expertos, cobra importancia la indexación gas-on-gas, es decir, referenciada a los centros de comercialización o *hubs de gas*.

Por esta razón, y considerando que la importación de GNL será el escenario al que se enfrentará el país por los próximos años, se tratará de determinar en primer lugar, si existe una relación de equilibrio entre el precio del GNL en Argentina y los principales mercados de referencias mundiales, como ser el precio del Brent (Petróleo) y los denominados Hubs de gas (Henry Hub de Estados Unidos, Title Transfer Facility “TTF”, usado en Holanda y Japan Korea Marker “JKM”, referencia en los mercados asiáticos).

Por otro lado, la mayor inversión en el mercado energético como política de desarrollo económico, el descubrimiento de nuevos yacimientos, las políticas ambientales que respaldan la demanda de energías renovables y gas natural, el desarrollo del mercado de GNL, que permite un mayor acercamiento logísticos entre los centros de consumo y de distribución de gas, y el surgimiento de este producto como un commodity, entre otros hitos, provocan indudablemente una ruptura de los límites del mercado que por mucho tiempo estuvo regionalizado, y ahora parece indicar que tiende al surgimiento de un mercado global.

Por ello, y aprovechando el análisis de las variables que representan los principales mercados de referencia del gas, se intentará determinar si existe relación de cointegración entre estas, que demuestren la existencia el equilibrio al largo plazo de sus comportamientos.

2. Marco Teórico

Como primer paso, es necesario distinguir cómo proceder a la estimación de series de tiempo:

a) Si las series son estacionarias, se estima por los procedimientos habituales: Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) o Mínimos Cuadrados Generalizados (GLM)

b) Si las series son no estacionarias de orden distinto: No puede estimarse la relación entre ambas.

c) Si las series son no estacionarias del mismo orden, pero no están cointegradas: No puede estimarse la relación entre ambas porque la regresión es espuria. Se puede intentar estacionalizar las series (mediante alguna operación, logaritmos o diferencias o ratios con otras variables) o hacer una regresión por primeras diferencias (el resultado nos indicará si la correlación existe o no.

d) Si las series son no estacionarias, pero están cointegradas: Se puede pasar la regresión habitual (MCO o GLM) para estimar los efectos a largo plazo y el modelo de corrección de errores para estimar los efectos a corto plazo.

2.1. Relaciones espurias: Sentido estadístico, pero no lógico

En estadística, se denomina relación espuria a una relación matemática donde aparentemente existe una relación entre dos acontecimientos, aunque no tengan una conexión lógica. Esto puede ser el resultado de un tercer factor no considerado de manera directa (llamado “factor de confusión” o “variable escondida”) o por azar. Muchas de las series económicas, al no ser estacionarias, son fuentes de correlaciones espurias.

Problemas de la regresión espuria:

- 1) Los estimadores son estadísticamente significativos, presentando estadísticos t y F elevados, que rechazan la hipótesis nula.
- 2) El valor de la R^2 es muy cercano a 1, indicando que el modelo tiene un buen ajuste
- 3) El estadístico DW tiende a cero

Un punto fundamental a tener en cuenta, es que dos variables estén correlacionadas no significa necesariamente que exista una relación de causalidad.

Si existe una relación espuria entre dos variables, los valores de los coeficientes no pueden ser utilizados para realizar pronóstico, y, por lo tanto, las conclusiones derivadas del análisis pueden ser totalmente erróneas.

De acuerdo con Granger y Newbold si $R^2 > DW$ (El estadístico Durbin-Watson), es una buena regla para sospechar que la relación estimada es espuria.

2.2. Cointegración: Metodología de Engle y Granger

Las series de tiempo, son una herramienta fundamental para estimar relaciones basadas en la teoría económica, probar hipótesis, pronosticar y poder analizar con ello la implementación de distintas políticas. Sin embargo, la no estacionariedad, es una propiedad común de las series de tiempo. Esta característica, representa a una serie que no tiene una tendencia clara a retornar a un valor constante o a una tendencia lineal, invalidando así la inferencia estadística usada en serie de tiempo estacionarias.

Uno de los primeros en explorar la necesidad de adaptar la modelización formal a los fenómenos económicos reales fue Trygve Haavelmo (1944), destacando que las variables económicas son generadas por procesos estocásticos, y, por lo tanto, se puede hacer uso de inferencia estadística para la validación de modelos que caractericen la relación entre variables, con rigor científico. Uno de los primeros pasos hacia la construcción adecuada del modelo, es tomar en cuenta la forma en que el fenómeno se manifiesta en la realidad, a través de los datos observables que constituyen la muestra.

Sin embargo, y aunque Haavelmo ya lo había destacado en su investigación, la dependencia y heterogeneidad exhibidas por las variables económicas puede ser fuente de correlaciones espurias.

Granger y Newbold (1974) calcularon regresiones entre series no estacionarias independientes y obtuvieron en muchos casos, estimadores estadísticamente distintos de cero y residuos autocorrelacionados, a pesar de que se trataban de simulaciones.

La conclusión principal de su investigación, fue que muchas de las relaciones aparentemente significativas entre las variables económicas no estacionarias podrían no ser reales.

Una solución a este problema podría ser la especificación de las regresiones en primeras diferencias, que usualmente elimina la estacionariedad de las series. Sin embargo, la teoría económica se base generalmente en el comportamiento de las variables en niveles y no de sus tasas de crecimiento, por lo que se estaría alejando la práctica de la teoría que la sustenta, y además no se estaría aprovechando la información brindada por el proceso generador de datos.

Surgió entonces la necesidad de explorar un nuevo enfoque para el análisis de estas series y una inferencia estadística diferente a la tradicional desarrollada hasta ese momento.

Aunque el concepto de combinaciones lineales de variables no estacionarias fue propuesto anteriormente por Phillips (1958) a través de la denominada “curva de Phillips”, ampliado por Sargan (1964) y posteriormente por Davidson et al. (1978) especificando un “Mecanismo de Corrección de Errores”, fue Granger (1981) quién introdujo el concepto de cointegración para definir la relación entre algunas series, comenzando con el concepto de “grado de integración de una variable”:

Si la variable Z_t puede transformarse en estacionaria diferenciándola d veces, es llamada integrada de orden d , o $I(d)$.

Muchas variables económicas pueden ser consideradas $I(1)$: Si $Z_t \sim I(1)$ entonces $\Delta Z_t \sim I(0)$. La variable $I(1)$, domina a las variables $I(0)$. Por ejemplo, si $Z_t \sim I(1)$ y $W_t \sim I(0)$ entonces $Z_t + W_t \sim I(1)$.

Considerando la siguiente ecuación:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Asumiendo que $y_t \sim I(1)$ y $x_t \sim I(1)$ entonces por lo general $y_t - \beta x_t \sim I(1)$. Sin embargo, si consideramos que $\varepsilon_t \sim I(0)$, entonces existe un β tal que $y_t - \beta x_t$ tiene las mismas características que una variable $I(0)$. En este caso particular, se concluye entonces que las variables y_t y x_t están cointegradas.

En forma más general, si una combinación lineal de un conjunto de variables $I(1)$ es $I(0)$, se dice que las variables son cointegradas.

Esta idea se amplía con el teorema de representación de Granger, cuya primera formulación fue realizada por Granger y Weiss (1983) y plantea lo siguiente:

Sea el siguiente sistema:

$$x_t = \sum_{j=1}^p \gamma_{1j} x_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{1j} y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

$$y_t = \sum_{j=1}^p \gamma_{2j} x_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{2j} y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

Pare el cual se cumple que $y_t \sim I(1)$ y $x_t \sim I(1)$ y están cointegradas, por lo que ε_{1t} y ε_{2t} son de ruido blanco.

El teorema plantea que este sistema puede ser escrito como un modelo de corrección de errores de la siguiente manera:

$$\Delta x_t = \alpha_1(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{1j}^* \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_{1j}^* \Delta y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \alpha_2(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{2j}^* \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_{2j}^* \Delta y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

Suponiendo que $y_{t-1} - \beta x_{t-1} = 0$ define una relación de equilibrio al largo plazo, α_1 y α_2 definen la magnitud de la corrección del desequilibrio, los cuales deberían ser menores a 1. Esta representación permite construir un marco de análisis para la interacción entre modelos estructurales y series de tiempo.

El modelo de corrección de errores establece que los cambios en la variable dependiente pueden ser explicados por cambios en su propia historia, cambios en los retardos de la explicativa, y el error del equilibrio a largo plazo en el periodo previo. El valor de α_i determina la velocidad del ajuste. Mientras más cerca este de uno, más rápido pido será el retorno al equilibrio.

Si un conjunto de series cointegran quiere decir que mantienen una relación de equilibrio. El error de equilibrio, que es definido como un proceso estacionario, indica que las desviaciones no son permanentes.

Para fortalecer el concepto de cointegración, Engle y Granger (1987) definen la teoría estadística que la sustenta. Ellos estiman el coeficiente de la regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) entre variables $I(1)$ y aplican prueba de raíces unitarias a los residuos. El rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria es evidencia a favor de la cointegración. Luego a partir de ahí, se puede especificar el modelo de corrección de errores y estimarlo también por MCO ya que intervienen series $I(0)$, como se demostró anteriormente.

Este método de dos etapas representó un quiebre en el análisis tradicional de las series de tiempo y fue el puntapié inicial para el desarrollo de nuevas formas de modelización de relaciones entre variables económicas.

Resumiendo, entonces, la metodología propuesta por Engle y Granger consiste en los siguientes pasos:

- 1) Determinar el orden de integración de las variables que serán incluidas en el modelo.
 - Si las series son $I(0)$, se aplican entonces los procedimientos estándar de MCO.
 - Si las series son integradas, pero de distinto orden, entonces no están cointegradas de manera lineal, por lo que la aplicación de MCO producirá resultados espurios.
 - Finalmente, si las series son integradas de orden 1, se sigue el paso siguiente.

- 2) Especificar y estimar la relación a largo plazo por MCO y contrastar si los residuos son estacionarios.
 - Si los residuos, es decir la combinación lineal de las variables no es $I(0)$, entonces las series no están cointegradas.
 - Si caso contrario los residuos muestran un comportamiento estacionario, entonces las series están cointegradas y se sigue al siguiente paso.

3) Especificar el modelo de corrección de errores.

2.3. Sistema de variables cointegradas

Se dice que una serie de tiempo vectorial y_t de dimensión $n \times 1$ es cointegrada, si existe al menos un vector β de dimensión $n \times 1$ diferente de cero, tal que $\beta' y_t$ es estacionaria.

En este caso β es el vector de cointegración y representa la relación de equilibrio a largo plazo.

Considerando el siguiente modelo de vector autoregresivo de orden p :

$$y_t = \alpha + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\phi(L)y_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (7)$$

Con $t = 1, \dots, T$ y $\phi(L) = I_n - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$, donde ϕ_s es una matriz de dimensión $n \times n$ para $s=1, \dots, p$, el término del error ε_t es independiente e idénticamente distribuido (i.i.d.) $\sim (0, \Omega)$ y α vector de constantes.

El VAR (p) de (6) puede reescribirse de la siguiente manera:

$$y_t = \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Donde $\rho = \phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p$

$$\zeta_s = -(\phi_{s+1} + \phi_{s+2} + \dots + \phi_p), \text{ para } s=1, \dots, p-1$$

Si en (8) se resta y_{t-1} en ambos lados se obtiene lo siguiente:

$$\Delta y_t = \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha + (\rho - I_n) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta y_t = \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha + \zeta_0 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Donde $\zeta_0 = (\rho - I_n) = -(I_n - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p) = -\phi(1)$

Teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987; Granger, 1981)

Considérese un vector y_t donde Δy_t es I (0). Suponiendo que existe un número r de relaciones de cointegración entre los elementos del vector. Entonces existe una matriz A' cuyas filas son linealmente independientes tal que, el vector z_t de dimensión $r \times 1$ definido como $z_t \equiv A' y_t$ es estacionario.

Si, además, y_t se puede representar como un sistema VAR (p) definido en (6), entonces existe una matriz B tal que $\phi(1) = BA'$, existen entonces matrices de dimensión $n \times n$ $\zeta_1, \zeta_2, \dots, \zeta_{p-1}$, tal que el modelo vectorial de corrección de errores se representa de la siguiente manera:

$$\Delta y_t = \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha - B z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Del Teorema de representación de Granger:

- $z_t \equiv A' y_t$ es estacionario por lo que también lo son $BA' y_t$ y $B z_t$.
- La matriz A' se compone de las r relaciones de cointegración de los elementos de y_t

- La matriz B determina la velocidad de ajuste al equilibrio en el largo plazo.

2.4. Cointegración: Metodología de Johansen

La metodología de Johansen (1991) parte de un sistema vectorial tomando en cuenta las siguientes hipótesis:

- El vector y_t de n series I (1), sigue un VAR (p), ya admite por lo tanto un modelo de corrección de errores dado por (11).
- Los errores ε_t son de ruido blanco gaussiano $\sim N(0, \Omega)$.
- El número de relaciones de cointegración es $r=n-h$.
- $\zeta_0 = -BA'$, donde A' es de dimensión rxn .

Johansen demostró que, bajo estas hipótesis, los estimadores por máxima verosimilitud de las relaciones de cointegración pueden encontrarse calculando los autovectores de la matriz de correlaciones de los residuos de las regresiones (vectoriales) de Δy_t y de y_{t-1} sobre $\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}$.

El algoritmo procede en tres etapas: cálculo de las regresiones auxiliares, cálculo de las correlaciones canónicas de los residuos y cálculo de los estimadores máximo verosimilitud.

Considerando nuevamente la representación del modelo de corrección de errores de (10):

$$\Delta y_t = \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha + \zeta_0 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Paso 1: Cálculo de regresiones auxiliares

- Una regresión de Δy_t sobre $(\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1})$

$$\Delta y_t = \hat{\Pi}_0 + \hat{\Pi}_1 \Delta y_{t-1} + \hat{\Pi}_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \hat{\Pi}_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \hat{U}_t \quad (12)$$

donde $\hat{\Pi}_i$ es una matriz de orden nxn y contiene los coeficientes estimados de mínimo cuadrado ordinario (MCO) y \hat{U}_t de dimensión $nx1$ es el vector de residuos de MCO.

- Una regresión de y_{t-1} sobre $(\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1})$

$$y_{t-1} = \hat{\theta} + \hat{N}_1 \Delta y_{t-1} + \hat{N}_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \hat{N}_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \hat{V}_t \quad (13)$$

Con \hat{V}_t de dimensión $nx1$ es el vector de residuos de MCO de esta segunda ecuación.

Paso 2: Cálculos de correlaciones canónicas

- Cálculo de las matrices de varianzas y covarianzas muestral de los residuos \hat{U}_t y \hat{V}_t :

$$\hat{\Sigma}_{VV} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{V}_t \hat{V}_t' \quad (14)$$

$$\hat{\Sigma}_{UU} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{U}_t \hat{U}_t' \quad (15)$$

$$\hat{\Sigma}_{UV} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{U}_t \hat{V}_t' \quad (16)$$

$$\hat{\Sigma}_{VU} \equiv \hat{\Sigma}_{UV}' \quad (17)$$

- Encontrar los eigenvalores de la matriz:

$$\hat{\Sigma}_{VV}^{-1} \hat{\Sigma}_{VU} \hat{\Sigma}_{UU}^{-1} \hat{\Sigma}_{UV} \quad (18)$$

- Ordenar los eigenvalores $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$ y obtener los eigenvalores asociados a los r eigenvalores mas grandes $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_r$

- Normalizar los vectores $\hat{\beta}_i$ tal que $\hat{\beta}_i' \hat{\Sigma}_{VV} \hat{\beta}_i = 1$

Paso 3: Calculo de los estimadores de máxima verosimilitud de los parámetros:

- Escribir los primeros r vectores normalizados en una matriz \hat{A} de dimensión $n \times r$:

$$\hat{A} \equiv [\hat{\beta}_1 \hat{\beta}_2 \dots \hat{\beta}_r] \quad (19)$$

Con este método, Johansen encontró que los estimadores de máxima verosimilitud son:

$$\hat{\zeta}_0 = \hat{\Sigma}_{UV} \hat{A} \hat{A}' \quad (20)$$

$$\hat{\zeta}_i = \hat{\Pi}_i - \hat{\zeta}_0 \hat{N}_i \quad (21)$$

$$\hat{\alpha} = \hat{\Pi}_0 - \hat{\zeta}_0 \hat{\theta} \quad (22)$$

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(\hat{U}_t - \hat{\zeta}_0 \hat{V}_t)(\hat{U}_t - \hat{\zeta}_0 \hat{V}_t)'] \quad (23)$$

Johansen propuso dos tipos de pruebas para testear r :

- La prueba eigenvalores máximo:

Esta prueba está basada en la razón de máxima verosimilitud $\ln[L_{MV}(r)/L_{MV}(r+1)]$, y se efectua secuencialmente para $r = 0, 1, \dots, n-1$.

Esta prueba corrobora la hipótesis nula de que el rango de cointegración es r versus la alterna de que el rango de cointegración es $r+1$. El estadístico de prueba es:

$$\ell_{r+1}^* - \ell_r^* = -\frac{T}{2} \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (24)$$

- La prueba de la traza:

Esta prueba se basa en la razón de máxima verosimilitud $\ln[L_{MV}(r)/L_{MV}(n)]$ y es efectuada secuencialmente para $r = n - 1, \dots, 1, 0$.

Esta prueba comprueba la hipótesis nula de que el rango de cointegración es r frente a la alternativa que el rango de cointegración es n . El estadístico de prueba es:

$$\ell_A^* - \ell_O^* = -\frac{T}{2} \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (25)$$

Resumiendo, entonces, la metodología propuesta por Johansen consiste en los siguientes pasos:

- 1) Determinar el orden de integración de las variables que serán incluidas en el modelo.
- 2) Especificar un Vector Autoregresivo (VAR) con las series que resulten integradas de orden I (1).
 - Seleccionar las Variables del Modelo.
 - Seleccionar las transformaciones de las variables, si las hubieren.
 - Determinar el retardo óptimo del VAR para asegurar que los residuos sean ruido blanco.
 - Especificar las variables determinísticas (variables dummy, tendencias, etc.)
 - Diagnóstico del VAR estimado
- 3) Aplicar el procedimiento de Máxima Verosimilitud al vector autorregresivo con el fin de determinar el rango (r) de cointegración del sistema:
 - Prueba de la Traza
 - Prueba del Eigenvalores Máximo (valor propio)
- 4) Estimar el modelo Vector de Corrección de Errores
- 5) Determinar la relación causal entre las variables del modelo

2.5. Diferencia entre las metodologías de Engle y Granger y Johansen

Las diferencias principales entre éstos dos se hallan en las siguientes características:

- Número de relaciones de cointegración estimadas: Engle y Granger, permite estimar una única relación de cointegración entre varias series. La metodología de Johansen, por ser un método multivariado, emplea mayor información y esto permite estimar las diversas relaciones de cointegración que puedan existir de manera simultánea para un número mayor de series.
 - Método de estimación: La metodología de Engle y Granger se efectúa mediante mínimos cuadrados ordinarios, mientras que el procedimiento de Johansen se realiza a partir de la maximización de la función de verosimilitud del modelo, utilizando una distribución normal multivariada.
 - Característica de los residuos: Mientras que en la metodología de Engle y Granger solamente es necesario probar que los residuales son estacionarios (primera etapa) y ruido blanco (segunda etapa), en la metodología de Johansen se requiere garantizar que los residuales, además de ser ruido blanco (multivariado), sean normales.

- El método de Johansen presenta una ventaja sobre el método de Engle y Granger en la parte de estimación que lo hace más potente: la estimación de los parámetros se hace en forma más eficiente, en la medida en que lleva a una menor pérdida de información. Esto obedece a que tanto la estimación de las relaciones de cointegración como de los demás componentes del modelo de corrección de errores se realizan de manera conjunta y no en forma secuencial como sucede con Engle y Granger, que puede conducir a perder información entre una etapa y la otra.

- Determinación de variables endógenas dentro del sistema: En el caso de Engle y Granger, la endogenidad de la serie se define a priori, mientras que en el caso de Johansen la determinación se obtiene mediante una prueba estadística de hipótesis. Adicionalmente, en este último procedimiento es posible efectuar también una prueba de hipótesis para determinar si la variable se encuentra o no dentro de la relación de cointegración (prueba de exclusión).

2.6. Observaciones importantes sobre la definición de cointegración:

1) La cointegración se refiere a una combinación lineal de variables no estacionarias.

- Pueden ser posibles relaciones no lineales.
- El vector de cointegración no es único.
- Se realiza una normalización del vector de cointegración.

2) Todas las variables deben ser del mismo orden de integración

- Aún si todas las variables son del mismo orden de integración no se asegura que cointegran.

3) Si X_t tiene n componentes, debe haber $n-1$ vectores de cointegración. El número de vectores se denomina rango de cointegración

3. Variables de análisis

Las variables utilizadas para el análisis de cointegración son: El precio de GNL en Argentina, el indicador Henry Hub (HH), el indicador Title Transfer Facility (TTF), el Índice Japón/Korea Marker (JKM) y el Brent como referencia del crudo. Los datos son analizados con periodicidad mensual para el periodo 2010.02/ 2020.08, y son medidos en dólares por millones de BTU (British Thermal Unit) para el caso del GNL, HH, TTF y JKM, y en dólares por barril para el Brent.

El precio del GNL en Argentina corresponde al valor puesto en las terminales de regasificación de la Argentina incluyendo el flete correspondiente, pero no incluye el costo de regasificación. La serie fue obtenida de la Secretaría de Energía y la empresa Integración Energética Argentina S.A. (IEASA).

De acuerdo a lo que se indicó anteriormente, la importación de GNL cubre los picos de demanda de consumo de los meses de invierno, y por eso no es una serie continua estos últimos años.

Para cubrir los meses que se encuentran sin datos, que comprende los siguientes periodos: 2016.11 a 2017.02, 2017.11 a 2018.03, 2018.10 a 2019.02, 2019.04, 2019.10 a 2020.03, se aplicó la variación promedio mensual obtenida para cada mes, desde 2010.02 a 2016.10, periodo en el cual la serie se encuentra completa. De esta manera, se mantiene el comportamiento promedio interanual de la serie.

Las series de Henry Hub y Brent fueron obtenidas de U.S. Energy Information Administration. Las series TTF y JKM fueron obtenidas de S&P Global Platts a través de IEASA.

4. Estimación y resultados

4.1. Procedimiento Engle y Granger

Se utilizará el procedimiento Engle y Granger para la primera incógnita planteada en este trabajo: Determinar si existe una relación de equilibrio entre el precio del GNL en Argentina y el precio de los principales mercados de referencia detallados (Henry Hub, TTF o JKM) o el Brent.

Siguiendo los pasos establecidos por Engle y Granger, la estimación se hará en tres fases: I) determinación de la estacionariedad de las series, II) pruebas de cointegración, III) modelo de corrección de errores.

4.1.1. Pruebas de estacionariedad

Se comenzará analizando el comportamiento de cada una de las variables de manera individual para determinar si se tratan de series estacionarias o no estacionarias y el grado de integración de cada una.

4.1.1.1. Análisis visual

Por las características que se observan, se trabajará con las series en logaritmos naturales. El logaritmo natural o neperiano, es una función monótona creciente, esto quiere decir que, al aplicarla, disminuye las escalas de las series preservando el orden establecido de la función inicial.

Los Gráficos 3, 4 y 5 muestran una relación fuerte entre los comportamientos de las series, principalmente para los precios referentes a Europa y Asia. El Henry Hub, aunque a otro nivel y con una marcada caída a comienzos del 2012 (Producto de una sobreoferta de gas), muestra una tendencia en comportamiento similar. Estas características de las series son las que resaltan la posibilidad del surgimiento del mercado unificado de gas a nivel mundial.

El comportamiento del Brent que se puede observar en el Gráfico 5, parece mostrar picos más marcados de crecimientos y decrecimientos que las series referidas a gas, y esto puede ser un primer indicativo para corroborar el desacople en los movimientos de ambos mercados, aunque existe una aparente relación entre la serie de GNL y la serie de Brent, como se observa en el Gráfico N° 6.

Puede pasar que, al representar distintas variables en gráficos, parezca que están relacionadas entre sí. Por ello, a la hora de buscar una relación causal entre variables no basta una representación gráfica y unos simples cálculos, sino que se debe proceder al análisis y las pruebas formales.

Correlogramas

Función de autocorrelación

$$\rho_k = \frac{COV(x_t, x_{t-k})}{\sqrt{V(x_t)V(x_{t-k})}}$$

La utilidad de la función de autocorrelación simple consiste en medir la inercia o tendencia de una serie temporal, a través del grado de dependencia que muestran los datos del presente con los datos de k períodos anteriores.

Un correlograma que desciende lentamente a cero, como se observan en los Gráficos 7 a 11, sugiere que se tratan de variables no estacionarias (Posiblemente en tendencia) porque indica que todos los valores de la serie están estrechamente correlacionados con varios rezagos anteriores de una manera no aleatoria.

Sin embargo, el correlograma por si solo brinda poca información para concluir sobre la estacionariedad de la serie, ya que está dominado por componentes cíclicos, como se puede observar en sus comportamientos.

4.1.1.2. Análisis formal

Test de Dickey-Fuller aumentado (DFA).

El test de Dickey-Fuller es una prueba de contraste de hipótesis que detecta estadísticamente la presencia de una raíz unitaria. La raíz unitaria marca una conducta tendencial estocástica en las series temporales indicando que el efecto del valor anterior de la variable no desaparece en el tiempo, es decir, la serie no presenta una reversión a la media, característica propia de las series estacionarias.

Matemáticamente el contraste es el siguiente:

a) Partimos de un modelo AR (1):

$$y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \varepsilon$$

b) Se resta la variable y_{t-1} de ambos lados de la igualdad

$$y_t - y_{t-1} = \alpha + \delta y_{t-1} + \varepsilon - y_{t-1}$$

c) Sacado factor común y reacomodando términos

$$\Delta y_t = \alpha + y_{t-1}(\delta - 1) + \varepsilon = \Delta y_t = \alpha + \phi y_{t-1} + \varepsilon$$

Siendo:

- $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$
- $\phi = (\delta - 1)$

Entonces las hipótesis a contrastar del test son las siguientes:

$H_0: \phi = 0$, es decir que la serie no es estacionaria

$H_1: \phi < 0$, la serie es estacionaria

Test de Phillips-Perron

Para reforzar los resultados obtenidos se realiza también el test de Phillips-Perron para detectar raíz unitaria. Este test introduce la variable de retardo como una variable endógena realizando una modificación no paramétrica el estadístico del test DFA.

Resultados:

Por el análisis gráfico de la serie se incluye la variable de tendencia. Esto quiere decir, que se incluye dentro de la ecuación planteada en el punto I) una variable “ βt ”

Por simplicidad, se muestran solo los valores p aproximados de MacKinnon para Z (t)

Tabla 1: Procedimiento Engle y Granger. Test Dickey-Fuller Aumentado (DFA) y Phillips-Perron (PP)

Variable	DFA	PP
Lngnl	0.772	0.771
Lnhh	0.101	0.080
Lnjkm	0.537	0.336
Lnttf	0.241	0.147
Lnbrent	0.327	0.280

En ninguno de los casos, se rechaza la hipótesis nula con una probabilidad mayor al 5%.

Como prueba final, y para determinar el orden de integración se practican los mismos test para las series en diferencias. En todos los casos, el p-value obtenido es igual a = 0.0000.

Se concluye entonces que las series analizadas son integradas de orden 1.

4.1.2. Pruebas de cointegración

Ya se determinó que las series son integradas del mismo orden por lo que se debe proceder a definir si existe una combinación lineal entre el GNL y alguna de las demás, que sea estacionaria de orden 0.

Para testear la cointegración entonces, se debe definir el modelo y testear los residuos mediante las pruebas realizadas en el apartado anterior. Si se cumple H_0 , las series están cointegradas y los coeficientes estimados son superconsistentes.

Los criterios de información de akaike y de información bayesiano indican que, en todos los casos, el modelo apropiado es el siguiente:

$$y_t = \alpha_i y_{t-1} + \beta_i x_{it} + \varepsilon_{it}$$

Siendo: $y = lngnl, x_i = lnhh, lnjkm, lnttf, lnbrent$ y ε_i el residuo en cada caso

Los resultados de las estimaciones son los siguientes:

Tabla 2: Procedimiento Engle y Granger. Prueba de cointegración

Variable	α	β	R^2	DFA**	PP**
Lnhh	0.936*	0.120*	0.999	0.000	0.000
Lnjkm	0.778*	0.222*	0.998	0.000	0.000
Lnttf	0.799*	0.214*	0.998	0.000	0.000
Lnbrent	0.945*	0.027	0.998	0.000	0.000

* $P > |t| < 5\%$

**Valores p aproximados de MacKinnon para Z (t), sobre los residuos de cada modelo

Se comprueba entonces que los residuos de las ecuaciones planteadas son I (0), y las variables con estadísticamente significativas al 5%, salvo en el modelo con la variable Brent.

Como prueba adicional se procedió a testear la ecuación:

$$y_t = \alpha x_{it} + \varepsilon_{it}$$

Con $x_{it} = \text{lnbrent}$

En este caso, se obtiene un estimador estadísticamente significativo y un alto valor de R^2 (0,9761), sin embargo, los residuos son no estacionarios aplicando ambas pruebas (DFA y PP) y el estadístico DW es menor al R^2 (0,1078).

Este es un claro ejemplo de que correlación no implica causalidad.

Se concluye que la serie de GNL está cointegrada con las variables Henry Hub, JKM, TTF y que las estimaciones con la variable Brent muestran resultados espurios.

4.1.3. Modelo de corrección de errores

Una vez establecidas la ecuación de cointegración, que modeliza la relación a largo plazo, se procede a calcular el modelo de corrección de errores que determinará la relación a corto plazo entre las variables y la manera en que las mismas retoman al equilibrio.

La especificación del modelo es el siguiente:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha_i(y_{t-1} - y_{t-2}) + \beta_i x_{it} - x_{i(t-1)} + \delta(y_{t-1} - \alpha_i y_{t-2} + \beta_i x_{i(t-1)}) + \varepsilon_{it}$$

$$\Delta y_t = \alpha_i \Delta y_{t-1} + \Delta \beta_i x_{it} + \delta \mu_{t-1} + \varepsilon_{i(t-1)}$$

Siendo $\delta(y_{t-1} - \alpha_i y_{t-2} + \beta_i x_{i(t-1)}) = \delta \mu_{t-1}$, el mecanismo de corrección de errores, en donde forzosamente $\delta < 0$.

Otra característica a tener en cuenta del estimador δ es que debe ser en valor absoluto menor a uno, para reflejar el restablecimiento del equilibrio.

Las estimaciones de los modelos planteados son los siguientes:

Tabla 3: Procedimiento Engle y Granger. Modelo de corrección de errores

Variable	α	β	δ	R^2
Lnhh	0.828*	0.202*	-0.971*	0.098
Lnjkm	0.713*	0.18*	-1.109*	0.312
Lnttf	0.719*	0.218*	-1.004*	0.215

* $P > |t| < 5\%$

Por las características mencionadas, el estimador δ del modelo incluyendo las variables JKM y TTF muestra un comportamiento explosivo, ya que el parámetro es mayor a 1 en valor absoluto. La variable que presenta las características deseas es el Henry Hub.

Hay que destacar, la significancia y relevancia de las variables cuando $P > |t| < 5\%$, lo que indica que al corto plazo las variables son influyentes. Sin embargo, llama la atención el valor bajo del R^2 . Este coeficiente no cambia la interpretación del modelo, aunque su valor sea bajo. Indica que, posiblemente, hayas muchas más variables que influyen en el corto plazo y por ello no se puede hacer predicciones precisas. Puede ser también un costo de pérdida de información derivada de la diferenciación, mencionado en el punto 2.

La conclusión de mayor relevancia que se deriva de la estimación del modelo de corrección de errores, es que se reafirma la existencia de cointegración entre el GNL y el Henry Hub, debido a que el estimador de la variable μ_{t-1} es significativo y negativo. Se puede decir entonces, que en la regresión entre ambas variables (Con el Henry Hub como variable independiente), existe un proceso de ajuste que evita que los errores crezcan en el largo plazo.

4.2. Procedimiento Johansen

Se utilizará el procedimiento de Johansen para comprobar si existe una relación de cointegración entre los marcadores de los de Estados Unidos, Europa y Asia, que determinen una integración o tendencia a la integración de los mercados de gas. Se utiliza este procedimiento en esta instancia, por ser multivariado, y por no tener la necesidad de determinar a priori cuáles son las variables endógenas.

Debido a que ya está demostrado que las variables, Lnhh, Lnjkm y Lnttf son integradas de orden uno, se procede a seleccionar el orden apropiado de retardos a incluir en el modelo de estimación VAR, a través de los criterios de información de Akaike's (AIC), criterio de información Schwarz's Bayesian (SBIC), el criterio de información Hannan and Quinn (HQIC) y el error final de predicción (FPE). El cuadro siguiente muestra los criterios para el modelo:

Tabla 4: Procedimiento Johansen. Criterios de información para seleccionar en número apropiado de retardos

Lag	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	0.00	0.17	0.20	0.24
1	0.00	-5.39	-5.27	-5.10
2	5.9e-07*	-5.83647*	-5.63411*	-5.33798*
3	0.00	-5.77	-5.48	-5.05
4	0.00	-5.66	-5.28	-4.73
5	0.00	-5.70	-5.24	-4.56
6	0.00	-5.61	-5.06	-4.26
7	0.00	-5.70	-5.06	-4.13
8	0.00	-5.70	-4.98	-3.92
9	0.00	-5.62	-4.81	-3.63
10	0.00	-5.54	-4.65	-3.34

Basado en los criterios mencionados, el número de retardos apropiado es 2.

Para realizar inferencia con modelos VAR se requiere que las variables sean estacionarias en covarianzas. Para ello se debe comprobar que todos los autovalores (eigenvalues) del modelo VAR sean menores que 1 en valor absoluto.

En el Gráfico 12 se puede observar que todos los autovalores se encuentran dentro del círculo unitario, cumpliendo entonces la condición de estabilidad necesaria del modelo.

Comprobadas las condiciones necesarias, se procede a verificar si las variables tienen algún tipo de asociación en el tiempo, es decir, si están cointegradas.

La prueba de traza y la prueba de eigenvalores máximos, arrojan el siguiente resultado:

Tabla 5: Procedimiento Johansen. Prueba de traza y prueba de eigenvalores máximos

Rango máximo	parámetros	LL	Valores propios	Prueba de traza		Prueba de eigenvalores máximos	
				Estadístico de traza	Valor crítico 5%	Eigen valor máximo	Valor crítico 5%
0	12	367.43	.	33.74	29.68	12.19	20.97
1	17	373.52	0.09	21.54	15.41	11.54	14.07
2	20	379.29	0.09	10.00	3.76	10.00	3.76
3	21	384.29	0.08				

La tabla 6 indica que en el rango 0, el estadístico de traza 33,74 es mayor al valor crítico del 5% y por lo tanto se rechaza la hipótesis nula. Al rechazar la hipótesis nula en el rango cero, las hipótesis cambian de lugar para el rango uno, siendo H_0 = las variables tienen una relación de cointegración en el tiempo y H_1 = las variables no tienen una relación de cointegración en el tiempo. Por otro lado, el test de máximo eigenvalor no permite rechazar la hipótesis de que el rango de cointegración es igual a 0.

Ambos test muestran resultados distintos. El test de traza indica que existe más de una relación de cointegración entre las variables incluidas en el modelo, pero el test de eigenvalores máximo no permite reafirmar este resultado.

Esta dicotomía puede ser propio de que el mercado de gas se encuentra en expansión, aunque la unificación de mercados aún se encuentra en proceso de formación.

5. Conclusión

En el presente trabajo se intentó establecer la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre el precio del abastecimiento del GNL en la Argentina y los principales mercados de referencia mundiales, como ser el precio del Brent (Petróleo) y los denominados Hubs de gas (Henry Hub de Estados Unidos, Title Transfer Facility “TTF”, usado en Holanda y Japan Korea Marker “JKM”, referencia en los mercados asiáticos).

De la aplicación de la metodología de cointegración de Engle y Granger, queda evidenciado en primer lugar, que el precio del crudo, variable históricamente utilizada para la indexación de contratos de gas a largo plazo, no refleja las variaciones propias del mercado del gas. La variable Brent no es significativa para modelar el comportamiento de la variable GNL y su uso actual como variable de referencia genera resultados espurios.

En segundo lugar, la cointegración resultante de este trabajo, indica que la variabilidad del Henry Hub influye en igual sentido sobre la variabilidad del precio del GNL en la Argentina. Aunque el comportamiento del TTF y JKM reflejan también la existencia de relación de cointegración, no cumplen con los requisitos de retorno al equilibrio en la ecuación de corto plazo.

Respecto al precio final del GNL en Argentina, el país es un mercado tomador de precio, cuya demanda no tiene capacidad de influir en precios. Asimismo, siendo que es un país que compra en el mercado de corto plazo, depende de diversos factores como la anticipación con la que se compra, factores como el clima, la actividad, etc. en los grandes centros de demanda de GNL. Esto se ve reflejado en el bajo coeficiente de determinación obtenido en el Modelo de Corrección de errores. Sin embargo, el gran volumen de negocio, la transparencia de precios y la elevada liquidez del mercado norteamericano, respaldan la utilización del Henry Hub como referencia para el precio del GNL en la Argentina.

Por otro lado, la evolución que se ve reflejada en el desarrollo del mercado de gas natural, incentiva de manera paralela al desarrollo de nuevas tecnologías de exploración, de transporte y de licuefacción, lo que lleva a un paulatino proceso de integración de los mercados regionales. Sin embargo, mediante el procedimiento de Johansen, no se pudo comprobar la existencia de relación de cointegración entre el Henry Hub, el JKM y el TTF que pueda dar indicio de la integración al corto plazo, aunque la dinámica del mercado muestra una tendencia hacia ese rumbo.

La indexación puntual de precios, tomando como referencia el precio del gas en el mercado norteamericano y dejando de manera paulatina las indexaciones al precio del petróleo, ayudaran a reducir las renegociaciones de posibles contratos a futuro y la necesidad de revisiones de precios, al disminuir las distorsiones entre ambos mercados.

Referencias

- Bonetto S., Delbon G. D. y Passini F.A. (2019). Mecanismos de determinación de precios de gas natural en la Argentina. Hacia un mercado mayorista eficiente. RADEHM N° 21, 83.
- Davidson J.E.H, Hendry D.F., Srba F. y Yeo S. (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom. *The Economic Journal*, Volume 88, issue 352, 661–692.
- Engle R.F. and Granger C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*. Vol. 55, No. 2 (Mar., 1987), 251-276.
- Granger y Newbold (1974). Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*. Volume 2, Issue 2, 111-120.
- Granger C.W.J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, vol. 16, issue 1, 121-130.
- Granger C.W.J. and Weiss, A.A. (1983). Time Series Analysis of Error-Correcting Models. In: Karlin, S., Amemiya, T. and Goodman, L.A., Eds., *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*, Academic Press, New York, 255-278.
- International Group of Liquefied Natural Gas Importers. Annual Report 2020. <https://giignl.org/>
- Johansen S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*. Vol. 59, No. 6, 1551-1580.
- Phillips W. (1958). The Relation Between Unemployment and the Rate. *Econometrica*, 283-299.
- Sargan J. D. (1964). Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology. *Econometric Analysis for National Economic Planning*, ed. by P. E. Hart, G. Mills, and J. N. Whittaker. London: Butterworths 16, 25–54.
- Trygve Haavelmo (1944). The probability approach in econometrics. *Econometrica*. Vol. 12, Supplement (Jul., 1944), 1-115.
- Zhang D., Shi M., y Shi X. Oil indexation, market fundamentals, and natural gas prices: An investigation of the Asian premium in natural gas trade. *Energy economics*, 33 - 41.

6. Anexo de Gráficos

Gráfico 1: Evolución de inyección de gas de Bolivia.

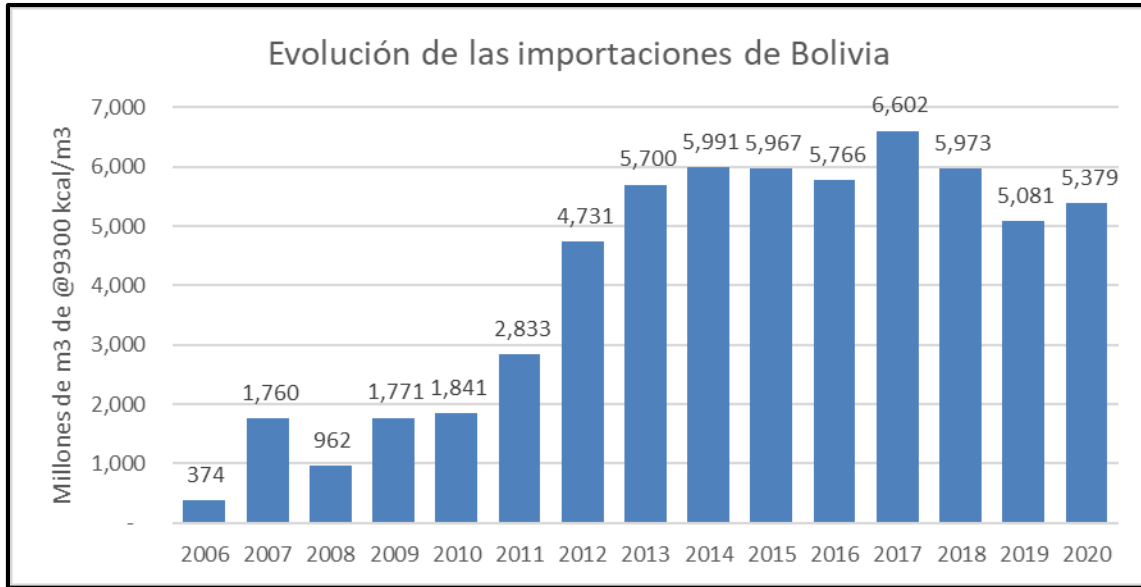


Gráfico 2: Evolución de inyección de gas natural regasificado.

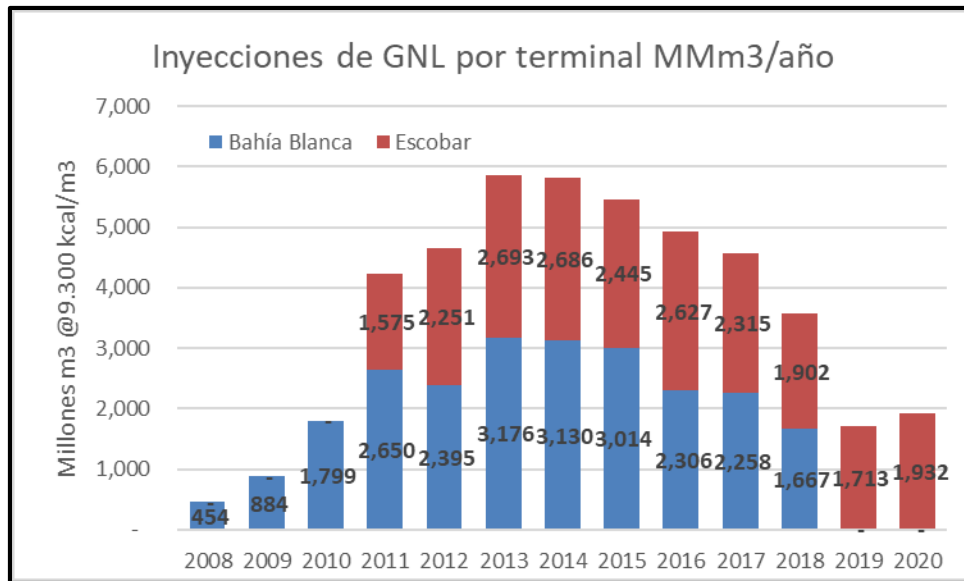


Gráfico 3: Series GNL, HH, JKM y TTF en niveles

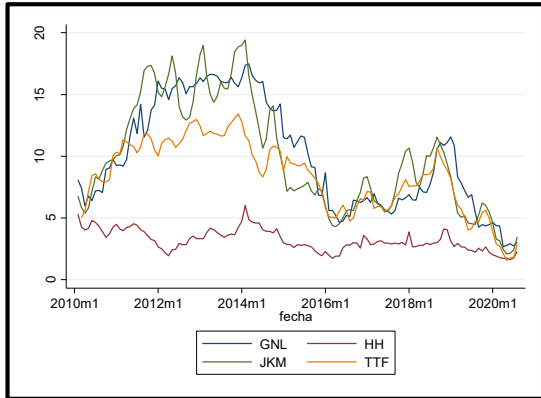


Gráfico 4: Series GNL, HH, JKM y TTF en logaritmos

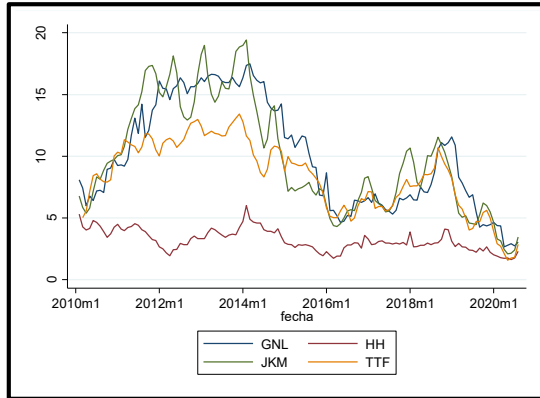


Gráfico 4: Series GNL, HH, JKM, TTF y BRENT en logaritmos

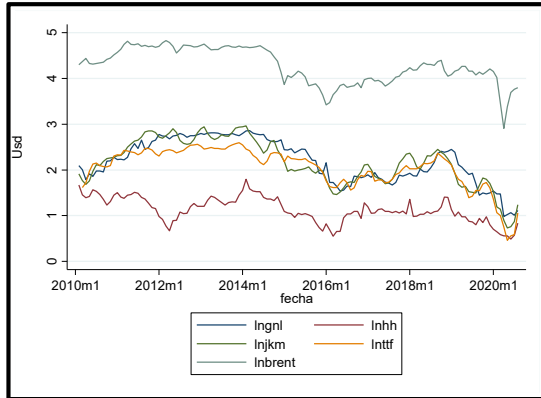


Gráfico 5: Series GNL y BRENT en logaritmos

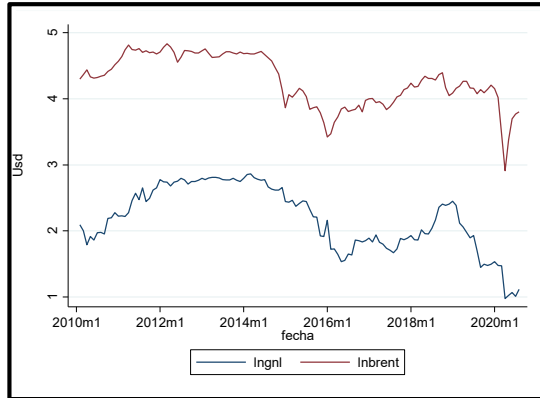


Gráfico 6: Correlograma. Serie Ln(GNL)

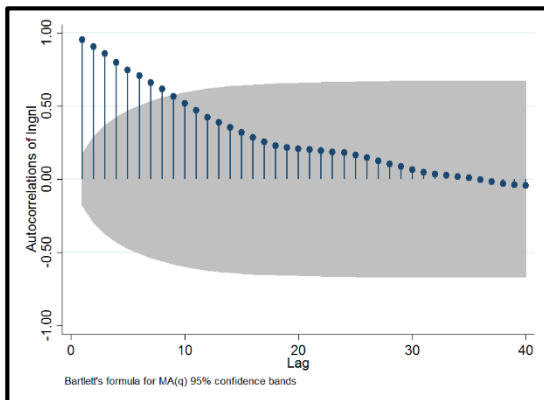


Gráfico 7: Correlograma. Serie Ln(HH)

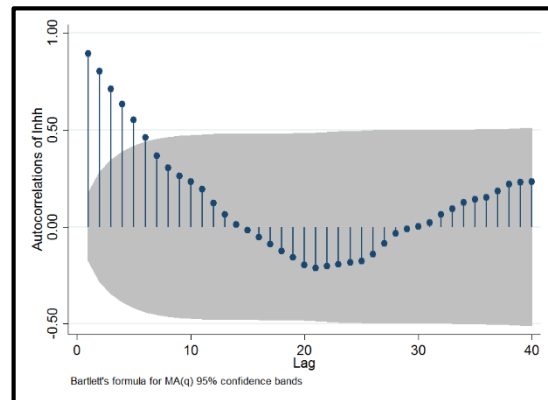


Gráfico 8: Correlograma. Serie Ln(JKM)

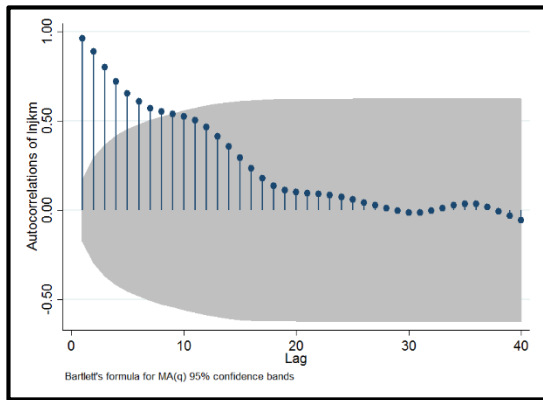


Gráfico 9: Correlograma. Serie Ln(TTF)

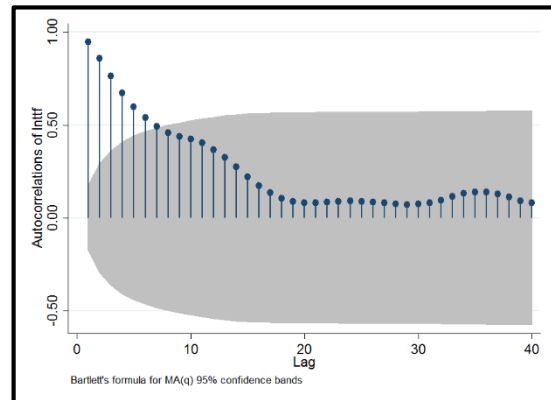


Gráfico 10: Correlograma. Serie Ln(Brent)

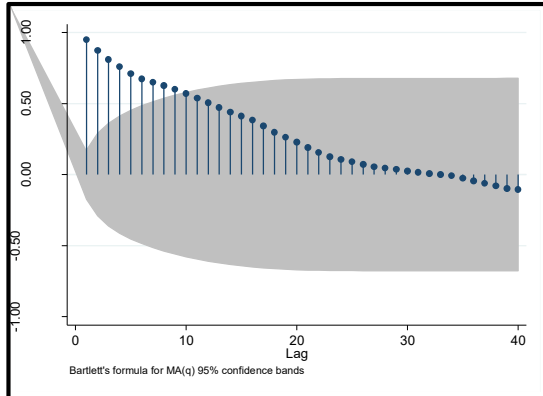
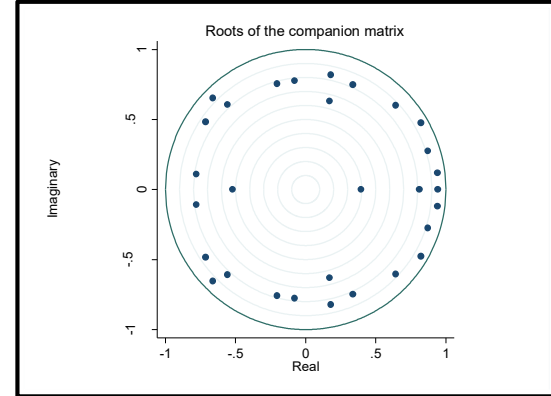


Gráfico 11: Procedimiento Johansen. Estabilidad del modelo VAR.



7. Bibliografía

1. Dickey D.A. y Fuller W.A. (1979). *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. Journal of the American Statistical Association, 74, 427–431.
2. Engle, R. y Granger, W. (1987). *Cointegration and error correction representation, estimation and testing*. Econometrica N° 55, 251-276.
3. Granger C. y Newbold P. (1974). *Spurious regressions in econometrics*. Journal of econometrics N° 2, 111-120.
4. Johansen S. (1988). *Statistical Analysis of cointegration vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, vol.12.
5. Moran Y., Bucyibaruta G. y Rivera D. (2013). Centro de Investigación en Matemáticas. México.
https://www.cimat.mx/~jortega/MaterialDidactico/ST2013/Presentacion_cointegracion_final.pdf
6. Phillips P.C.B. y Perron P. (1988). *Testing for a unit root in times series regresion*. Biometrika. 75, 335-346.