

Trabalho de Econometria II – 2019.2

Professor: João Victor Issler

Monitor: Daniel Cuzzi

As intervenções no mercado de derivados de petróleo brasileiro: como os modelos VAR e VECM e os dados europeus e do Golfo do México trazem luz para as incertezas nos investimentos em refino

Aluno: Pedro Sancho Vivas de Castro

Introdução e panorama geral do estudo

A partir dos modelos expostos em sala de aula pelo professor decidi por estudar de que forma as intervenções nos preços nos derivados de petróleo feitas pelo governo nos últimos anos, além das práticas de precificação nesses produtos feitas pela Petrobras (empresa estatal dona de cerca de 90% do parque do refino brasileiro), poderiam explicar como nossos preços não flutuam “em compasso” com os preços praticados com o Golfo do México. Além disso, farei o mesmo estudo na Europa no sentido de buscar comparar de que forma as menores intervenções sobre o preço dessa commodity aumentam a “aderência” do modelo proposto frente ao caso brasileiro.

Tal questão é relevante no sentido de entender de que maneira uma decisão de investimento no setor de refino brasileiro é viável para empresas que possam adquirir refinarias no Brasil. Hoje, vemos a Petrobras buscando desinvestir de 50% do seu parque de refino, contudo, no passado pequenas vendas de refinarias, seja da Petrobras, seja de outras empresas menores se mostraram péssimos investimentos inclusive gerando quebras das subsidiárias que administravam esses ativos. Em grande parte, tais ocorrências se deram graças as intervenções nos preços dos combustíveis, prática extremamente comum nos governos Dilma graças a influência governamental nas decisões de precificação das refinarias da empresa estatal brasileira da cadeia de petróleo.

Nos últimos anos, com a gestão Pedro Parente no governo Temer e agora com a gestão Roberto Castello Branco no governo Bolsonaro temos uma política preços diferente, contudo, há temor externo dos investidores internacionais que certos determinantes de crises do setor de distribuição de derivados passadas ainda estejam presentes, como a frota de caminhões em máximas históricas nos últimos anos, combinado com estado da economia brasileira bem claudicante nos últimos anos (fruto de linhas de crédito financiados para esse setor de transporte). Portanto, buscaremos verificar a partir de dados semanais a margem desse setor para o barril de petróleo e como ele varia com o benchmark do Golfo do México e de que maneira os dados brasileiros corroboram a tese dos investidores internacionais de maior imprevisibilidade frente a casos de pares internacionais como a Europa.

Após conversar depois de algumas aulas com o João Victor Issler, sobre essa possibilidade me foi sugerido uma pesquisa sobre o uso do modelo VAR, e como ele poderia se ajustar na análise desse caso. Olhando para os dados e analisando outros modelos, enxerguei que para se diagnosticar o que eu busco nesse caso é preciso comparar a aderência e consistência estatística desse modelo (VAR) mas também do modelo VECM para os dados brasileiros e para os dados europeus frente aos dados do golfo.

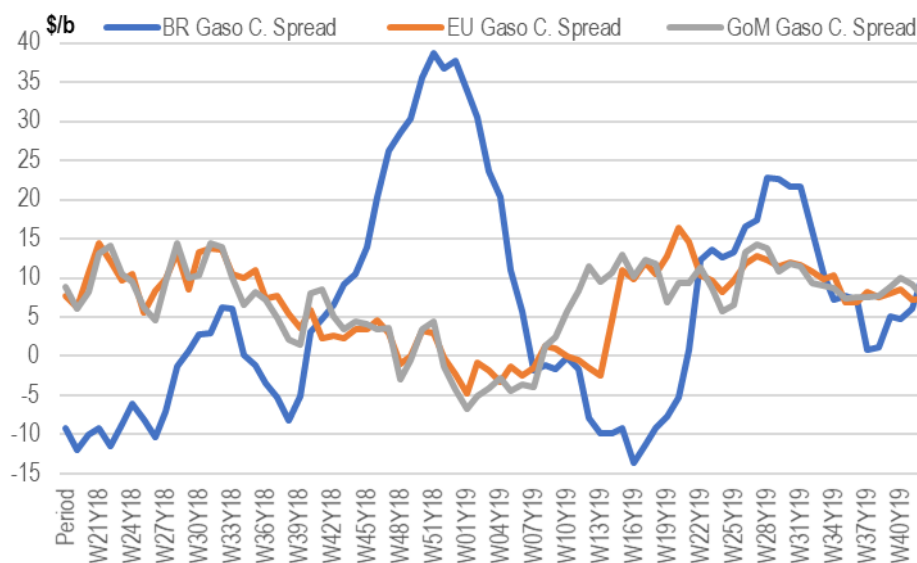
Tomei a decisão de fazer uso do software estatístico R pois: (i) Já possuía alguma familiaridade com ele graças ao estágio; (II) enxerguei que, por ser um software aberto, teria mais facilidade de avançar com o trabalho em casa; (ii) Por fim, acredito que será mais fácil transpor para a minha carreira profissional os conhecimentos adquiridos ao fazer esse estudo caso fizesse nesse software. De uma forma geral, testei as séries temporais para raízes unitárias usando o teste de Dickey-Fuller, e os modelos VAR, em primeira diferença, e os modelos VECM, em nível, para os dados brasileiros e do golfo, que chamaremos aqui de BR_GoM, e para os dados europeus e do golfo, que chamaremos aqui de EU_GoM, em si usando o critério de Akaike (AIC) e o Hannan-Quinn (HQ) para a determinação do modelo VAR e variados critérios de informação para definir se as séries temporais eram cointegradas (para definir o número de defasagens temporais das variáveis dos modelos, por fim, também fiz o teste de causalidade de Granger para tentar tirar melhores conclusões sobre os dados encontrados (ADF, PP, PGFF, ERSD, JOT e SPR).

Coleta, tratamento e breve análise dos dados usados

Para coleta dos dados fiz uso do terminal da Bloomberg, e peguei os seguintes ticker: BZPTAVGA Index (Dados da ANP de Gasolina), MOIGC87P Index (Dados do Golfo do México de Gasolina), MOGEEURB Index (Dados Europeus de Gasolina), CO1 Comdty (Barril de óleo Brent) e USDBRL BGN Curncy (Cotação do câmbio). Através do excel, coloquei todos os dados em periodicidade semanal, e ajustei todos para estarem listados em dólares por barril de petróleo equivalente. Por fim, para a devida comparação pertinente para análise do impacto no refino fiz o cálculo do chamado Crack Spread da Gasolina, isto é, a diferença do preço do barril de gasolina em petróleo equivalente para cada local de venda (Golfo do México - GoM, Brasil e Europa) para o barril de petróleo Brent. Foi selecionado todo o período que a ANP disponibilizou os dados via bloomberg, isto é, desde a última semana de abril de 2018 (78 observações). Apesar da amostra não ser tão grande, há o benefício de podermos analisar o período de administrações da Petrobras mais alinhadas a prática de preço paridade de importação, mas ainda com episódios e momentos com ingerência estatal sobre a precificação dos derivados, facilitando o diagnóstico que almejamos sobre os investimentos nesse setor.

Além disso, em uma rápida verificação sobre as séries temporais de cada localidade do Crack Spread de Gasolina identificamos rapidamente que, em nível, as séries parecem ser não-estacionárias, como podemos ver no gráfico abaixo:

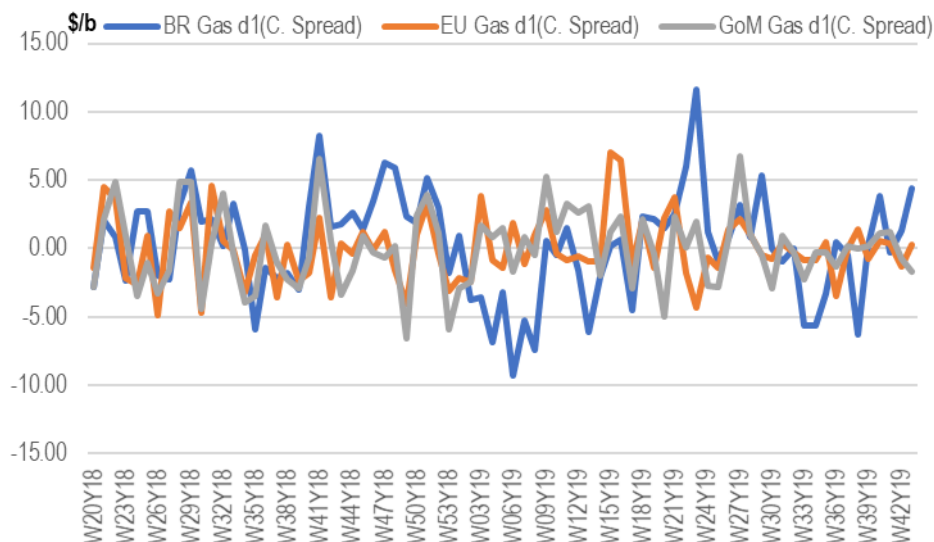
Figura 1 - Crack Spreads de Gasolina para o Brasil, Europa e Golfo do México, em nível



Fonte: Bloomberg, ANP e Elaboração Própria.

Contudo, se plotarmos a primeira diferença para as séries que observamos anteriormente em nível já visualizaremos séries temporais com um padrão que se assemelha a séries estacionárias, como o gráfico abaixo demonstra (algo que será verificado via teste de raiz unitária posteriormente no estudo):

Figura 2 - Crack Spreads de Gasolina para o Brasil, Europa e Golfo do México, primeira diferença das séries em nível



Fonte: Bloomberg, ANP e Elaboração Própria.

Modelos usados e resultados

Em um primeiro diagnóstico, decidi por usar o modelo de VECM, vector error correction model, para entender se apesar de as séries não serem estacionárias em nível se a série brasileira e do golfo do crack spread e a série europeia e do golfo do crack spread da gasolina são cointegradas. Usando o pacote do R `egcm`, fez-se os principais testes de raiz unitária, isto é, Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Pantula Gonzales-Farias and Fuller (PGFF), Elliott, Rothenberg and Stock DF-GLS (ERSD), Johansen's Trace Test (JOT) e Schimdt and Phillips.

Para o caso europeu, usou-se os seguintes comandos e chegamos aos seguintes resultados:

```
# Instalando o pacote para verificar que se elas são estacionárias na primeira diferença
install.packages(vars)
# Importando a base de dados na primeira diferença das séries temporais da Europa e do Golfo do México para o crack spread da Gasolina
install.packages("readxl")
library(readxl)
EU_GM_G_CS <- read_excel("C:/Users/pedro/Downloads/EU_GM_G_CS.xlsx")
View(EU_GM_G_CS)
```

```
# Testando a estacionaridade das séries temporais na primeira diferença para Europa e Golfo
attach(EU_GM_G_CS)
d_eu_none_gom_cs=ur.df(GM_G_CS, type="none", selectlags="AIC")
summary(d_eu_none_gom_cs)
```

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression none

```
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
```

```
Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-6.8321 -1.5831 -0.2343  1.5578  5.6920
```

```
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
```

```

z.lag.1      -1.2171      0.1483   -8.210 5.68e-12 ***
z.diff.lag    0.3386      0.1089    3.108 0.00268 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

Residual standard error: 2.598 on 73 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.5176,    Adjusted R-squared:  0.5044
F-statistic: 39.16 on 2 and 73 DF,  p-value: 2.784e-12

```

value of test-statistic is: -8.2097

```

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.6 -1.95 -1.61

```

```

d_eu_none_eu_cs=ur.df(EU_G_CS, type="none", selectlags="AIC")
> summary(d_eu_none_eu_cs)

```

```

#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

```

Test regression none

```

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

```

```

Residuals:
      Min       1Q   Median       3Q      Max
-5.1931 -1.3515 -0.1783  1.2273  6.8853

```

```

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1      -1.1519     0.1629  -7.073 7.63e-10 ***
z.diff.lag    0.1294     0.1133   1.142  0.257
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

Residual standard error: 2.383 on 73 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.5292,    Adjusted R-squared:  0.5163
F-statistic: 41.03 on 2 and 73 DF,  p-value: 1.143e-12

```

value of test-statistic is: -7.073

```

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.6 -1.95 -1.61

```

Pela estatística t e os valores críticos da estatística t, ambas as séries na primeira diferença são estacionários para todos os níveis de significância usuais. Portanto, são candidatas a series cointegradas em nível.

Instalando o pacote para os testes de raiz unitária

```
install.packages("egcm")
```

Carregando o pacote para fazer uso do mesmo

```
library(egcm)
```

Importando a base de dados em nível das séries temporais da Europa e do Golfo do México para o crack spread da Gasolina

```
library(readxl)
eu_vcem <- read_excel("C:/Users/pedro/Downloads/eu_vcem.xlsx")

```

```
view(eu_vcem)
```

```
# Aplicando os testes mencionados acima para se verificar se as séries temporais europeias e do golfo do México são cointegradas em nível
```

```
vecm_eu_g=egcm(eu_vcem[,2],eu_vcem[,1])
summary(vecm_eu_g)
```

```
EU Gaso C. Spread[i] =
0.8071 GoM Gaso C. Spread[i] + 1.2116 + R[i],
(0.0665) (1.1954)
R[i] = 0.8163 R[i-1] + eps[i], eps ~ N(0, 2.1027^2)
(0.0775)
```

```
R[78] = 0.1448 (t = 0.047)
```

```
Unit Root Tests of Residuals
```

	Statistic	p-value
Augmented Dickey Fuller (ADF)	-3.329	0.04176
Phillips-Perron (PP)	-21.428	0.03461
Pantula, Gonzales-Farias and Fuller (PGFF)	0.728	0.06934
Elliott, Rothenberg and Stock DF-GLS (ERSD)	-3.273	0.00940
Johansen's Trace Test (JOT)	-25.590	0.01281
Schmidt and Phillips Rho (SPR)	-21.552	0.06742

```
Variances
```

```
SD(diff(GoM Gaso C. Spread)) = 2.751966
SD(diff(EU Gaso C. Spread)) = 2.417917
SD(diff(residuals)) = 2.241176
SD(residuals) = 3.072480
SD(innovations) = 2.102747
```

```
Half life = 3.414791
R[last] = 0.144752 (t=0.05)
```

As séries EU-GoM são cointegradas nos níveis de significância 0.05 e 0.1 para 4 de 6 testes, e nos outros dois testes são cointegradas ao nível 0.1, com p-valor próximo de 0.05. Conclusão, portanto que, ao menos de forma preliminar podemos continuar usando o modelo VECM para fazer o diagnóstico pretendido.

Faremos o mesmo teste vale a cointegração para o caso brasileiro

Primeiro testando a estacionaridade na primeira diferença de ambas as séries temporais (Brasil e Golfo)

```
> attach(BR_GM_G_CS)
```

```
The following object is masked from EU_GM_G_CS (pos = 3):
```

```
GM_G_CS
```

```
The following objects are masked from BR_GM_G_CS (pos = 8):
```

```
BR_G_CS, GM_G_CS
```

```
The following object is masked from EU_GM_G_CS (pos = 10):
```

```
GM_G_CS
```

```
> d_br_none_gom_cs=ur.df(GM_G_CS, type="none", selectlags="AIC")
```

```
> summary(d_br_none_gom_cs)
```

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

```
Test regression none
```

```
Call:
```

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-6.8321 -1.5831 -0.2343  1.5578  5.6920

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1      -1.2171     0.1483  -8.210 5.68e-12 ***
z.diff.lag    0.3386     0.1089   3.108 0.00268 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.598 on 73 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.5176, Adjusted R-squared:  0.5044
F-statistic: 39.16 on 2 and 73 DF, p-value: 2.784e-12
```

Value of test-statistic is: -8.2097

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau1	-2.6	-1.95	-1.61

```
d_br_none_br_cs=ur.df(BR_G_CS, type="none", selectlags="AIC")
summary(d_br_none_br_cs)
```

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression none

```
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-7.5608 -1.9453  0.3594  2.4687  8.5886

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1      -0.48147     0.11774  -4.089 0.00011 ***
z.diff.lag   -0.02439     0.11686  -0.209 0.83528
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 3.326 on 73 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.2437, Adjusted R-squared:  0.223
F-statistic: 11.76 on 2 and 73 DF, p-value: 3.732e-05
```

Value of test-statistic is: -4.0893

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau1	-2.6	-1.95	-1.61

Perceba que a estatística t do caso brasileiro já veio bem mais baixa e o R^2 ajustado também, e nquanto Europa ($t=7$ e $\text{Adj.}R^2=0.51$) e Golfo ($t=8.2$ e $\text{Adj.}R^2=0.50$). Começam a aparecer os indícios de menor aderência do caso brasileiro ao caso europeu.

Agora iremos fazer os testes de raiz unitária para verificar se as séries brasileira e do golfo são cointegradas em nível como fizemos com os dados europeus e do golfo.

```
library(readxl)
br_vcem <- read_excel("C:/Users/pedro/Downloads/br_vcem.xlsx")
view(br_vcem)
```

```
vecm_br_g=egcm(br_vcem[,2],br_vcem[,1])
```

```
summary(vecm_br_g)
```

```
BR Gaso C. Spread[i] =
-1.1703 GoM Gaso C. Spread[i] + 14.2014 + R[i],
(0.2686) (3.5967)
R[i] = 0.9846 R[i-1] + eps[i], eps ~ N(0, 5.5334^2)
(0.0498)
```

```
R[78] = 5.1563 (t = 0.415)
```

WARNING: GoM Gaso C. Spread and BR Gaso C. Spread do not appear to be cointegrated.

Unit Root Tests of Residuals

	Statistic	p-value
Augmented Dickey Fuller (ADF)	3.128	0.06832
Phillips-Perron (PP)	-10.410	0.36839
Pantula, Gonzales-Farias and Fuller (PGFF)	0.895	0.44765
Elliott, Rothenberg and Stock DF-GLS (ERSD)	-2.372	0.08304
Johansen's Trace Test (JOT)	-19.322	0.08789
Schmidt and Phillips Rho (SPR)	-22.904	0.05093

Variances

```
SD(diff(GoM Gaso C. Spread)) = 2.751966
SD(diff(BR Gaso C. Spread)) = 3.784001
SD(diff(residuals)) = 5.575900
SD(residuals) = 12.412729
SD(innovations) = 5.533388
```

```
Half life = 44.525136
R[last] = 5.156283 (t=0.42)
```

No teste de raiz unitária para verificarmos se há cointegração das duas séries verificamos que para o teste mais comum que é o ADF, ela é cointegrada ao nível 0.1, pois tem p-valor 0.068 e também apresenta para os testes ERSD, JOT, SPR (sendo o último com seu p-valor mais baixo: 0.051) p-valores abaixo do nível usual 0.1. Contudo, o p-valor dos testes PP e PGFF vieram muito altos e com isso voltaremos a análise do caso brasileiro com o modelo VAR na primeira diferença a depois de rodar os modelos VEC.

Rodando vários VECM com diferentes lags, escolhi os dois modelos com melhores parâmetros com significância estatística e critérios de informação mais baixo. Para o caso europeu, fiquei com um modelo de correção de erro com duas defasagens. Já para o caso brasileiro, fiquei com um modelo com três defasagens (A parte com os coeficientes é uma imagem pois copiando os resultados não é possível entender pois fica mal diagramado no Word).

```
install.packages("tsdyn")
modell_eu=VECM(data.frame(eu_vcem[,2],eu_vcem[,1]), lag=2, r=1, include = "none", estim="ML")
summary(modell_eu)
```

```
#####
###Model VECM
#####
Full sample size: 78 End sample size: 75
Number of variables: 2 Number of estimated slope parameters 10
AIC 235.1572 BIC 260.6496 SSR 808.9742
Cointegrating vector (estimated by ML):
GoM.Gaso.C..Spread EU.Gaso.C..Spread
r1 1 -1.004499
```

```
Equation GoM.Gaso.C..Spread ECT GoM.Gaso.C..Spread -1 EU.Gaso.C..Spread -1
Equation EU.Gaso.C..Spread 0.3200(0.0957)** 0.0516(0.1476) 0.2295(0.1577)
GoM.Gaso.C..Spread -2 EU.Gaso.C..Spread -2
Equation GoM.Gaso.C..Spread -0.1885(0.1510) -0.1251(0.1577)
Equation EU.Gaso.C..Spread -0.2893(0.1288)* 0.1101(0.1345)
```

```
modell2_br=VECM(data.frame(br_vcem[,2],br_vcem[,1]), lag=3, r=1, include = "none", estim="ML")
```



```
summary(model2_br)
#####
###Model VECM
#####
Full sample size: 78    End sample size: 74
Number of variables: 2    Number of estimated slope parameters 14
AIC 304.0853    BIC 338.6463    SSR 1075.527
Cointegrating vector (estimated by ML):
    GoM.Gaso.C..Spread BR.Gaso.C..Spread
r1          1          -1.217352
```

```
Equation GoM.Gaso.C..Spread ECT          GoM.Gaso.C..Spread -1 BR.Gaso.C..Spread -1
Equation BR.Gaso.C..Spread 0.0568(0.0192)** 0.0457(0.1343) -0.0656(0.1030)
                                0.2651(0.1603) 0.5632(0.1230)***
Equation GoM.Gaso.C..Spread GoM.Gaso.C..Spread -2 BR.Gaso.C..Spread -2 GoM.Gaso.C..Spread -3
Equation BR.Gaso.C..Spread -0.2816(0.1255)* -0.0924(0.1173) -0.1247(0.1237)
                                0.1543(0.1499) -0.1835(0.1400) -0.4486(0.1477)**
Equation BR.Gaso.C..Spread BR.Gaso.C..Spread -3
Equation GoM.Gaso.C..Spread -0.0145(0.1052)
Equation BR.Gaso.C..Spread 0.3349(0.1256)**
```

Pelos critérios de informação podemos visualizar, o quanto mais aderente aos dados os dados europeus são aos dados do golfo quando especificados via modelo VEC. Para entender melhor como os preços praticados dos derivados do petróleo ainda que possam ser explicados pelos dados do Golfo do México sofrem com intervenções no preço buscaremos voltar o estudo nas séries temporais na primeira diferença e rodar um modelo VAR somente para o caso brasileiro.

```
v_br_gm_g_cs=VAR(BR_GM_G_CS, type = "none", lag.max = 13, ic = "AIC")
summary(v_br_gm_g_cs)
```

VAR Estimation Results:

```
=====
Endogenous variables: BR_G_CS, GM_G_CS
Deterministic variables: none
Sample size: 74
Log Likelihood: -351.815
Roots of the characteristic polynomial:
0.8218 0.6732 0.6732 0.5961 0.5961 0.3008
Call:
VAR(y = BR_GM_G_CS, type = "none", lag.max = 13, ic = "AIC")
```

Estimation results for equation BR_G_CS:

```
=====
BR_G_CS = BR_G_CS.l1 + GM_G_CS.l1 + BR_G_CS.l2 + GM_G_CS.l2 + BR_G_CS.
l3 + GM_G_CS.l3
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
BR_G_CS.l1	0.5788	0.1297	4.464	3.11e-05 ***
GM_G_CS.l1	-0.2167	0.1684	-1.287	0.2025
BR_G_CS.l2	-0.2040	0.1476	-1.382	0.1714
GM_G_CS.l2	0.2042	0.1572	1.299	0.1983
BR_G_CS.l3	0.2700	0.1305	2.068	0.0424 *
GM_G_CS.l3	-0.3719	0.1535	-2.423	0.0181 *

```
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Residual standard error: 3.242 on 68 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.3386, Adjusted R-squared: 0.2803
F-statistic: 5.803 on 6 and 68 DF, p-value: 6.342e-05

Estimation results for equation GM_G_CS:

```
=====
GM_G_CS = BR_G_CS.l1 + GM_G_CS.l1 + BR_G_CS.l2 + GM_G_CS.l2 + BR_G_CS.
l3 + GM_G_CS.l3
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
BR_G_CS.l1	-0.06230	0.10256	-0.607	0.5456
GM_G_CS.l1	0.05585	0.13317	0.419	0.6763
BR_G_CS.l2	-0.09676	0.11674	-0.829	0.4101
GM_G_CS.l2	-0.27108	0.12434	-2.180	0.0327 *
BR_G_CS.l3	-0.02817	0.10325	-0.273	0.7858
GM_G_CS.l3	-0.10861	0.12143	-0.894	0.3743

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.564 on 68 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.1708, Adjusted R-squared: 0.09759
F-statistic: 2.334 on 6 and 68 DF, p-value: 0.04151

Covariance matrix of residuals:

	BR_G_CS	GM_G_CS
BR_G_CS	10.493	3.799
GM_G_CS	3.799	6.575

Correlation matrix of residuals:

	BR_G_CS	GM_G_CS
BR_G_CS	1.0000	0.4573
GM_G_CS	0.4573	1.0000

Ao rodarmos o modelo VAR vemos que para o crack spread do brasil o lag3 do golfo e o lag1 do brasil explicam com ótimos níveis de significância (0.018 e 3.11e-5). Há ainda o lag3 do brasil que é significativo aos níveis 0.05 e 0.1. Quando olhamos a aderência da equação brasileira para o VAR e do Golfo do México para o mesmo VAR especificado vemos como a distância da forma como os preços são praticados geram resultados muito díspares.

Por fim, rodamos o teste de Granger-causalidade com o intuito de verificar se há causalidade direcional de uma equação para a outra.

```
causality(v_br_gm_g_cs, cause = "BR_G_CS")$Granger
```

Granger causality H0: BR_G_CS do not Granger-cause GM_G_CS

data: VAR object v_br_gm_g_cs
F-Test = 1.2368, df1 = 3, df2 = 136, p-value = 0.2989

```
causality(v_br_gm_g_cs, cause = "GM_G_CS")$Granger
```

Granger causality H0: GM_G_CS do not Granger-cause BR_G_CS

data: VAR object v_br_gm_g_cs
F-Test = 2.2045, df1 = 3, df2 = 136, p-value = 0.0904

Como esperado, a nenhum dos níveis usuais há Granger-causalidade direcional da equação do crack spread do Brasil para o Golfo e somente no nível de significância usual 0.1 há Granger-causalidade direcional da equação do crack spread do Golfo para o Brasil (É razoável de se imaginar que se verificássemos os dados de 1980 até 2014 veríamos dados aonde não há causalidade e em nenhuma das direções e se pegássemos os dados daqui a 4 anos após a consolidação dos players novos no setor de refino brasileiro pós-desinvestimento da Petrobras o p-valor talvez viesse abaixo de 0.05 no segundo teste de Granger-causalidade).

Digressões sobre os resultados e impactos sobre as decisões de investimento em refino

A prática de administração de preços data, tanto no Brasil, quanto fora dele, dos tempos da dominação portuguesa e ainda que inicialmente possa sido pensada para dar previsibilidade a decisões de investimento longas e repletas de incerteza, hoje vê-se um excesso de intervenções que distorcem os mercados e inviabilizam negócios. Na cadeia do petróleo, não é diferente. Esse estudo buscou analisar e de alguma forma conseguiu enxergar nos resultados algo que especialistas no mercado tem grande intuição sobre: como essas intervenções no caso brasileiro fazem com que, particularmente no setor de refino, não haja grande atratividade de investimentos. O esforço da Petrobras de desarmar as restrições de ordem de economia política que geram esse equilíbrio no mercado de derivados via desinvestimentos de metade do seu parque de refino trazem algum ânimo para o desenvolvimento do setor no Brasil.

A melhor aderência do modelo VEC para o caso europeu frente ao caso brasileiro, disparidade de aderência no modelo VAR da equação que explica o spread brasileiro frente a equação que explica o spread do golfo e o resultado dos testes de Granger-causalidade trazem luz ao descompasso dos preços praticados em solo tupiniquim e o possível impacto nas decisões de refino nesse país.

Para se entender melhor esses resultados, novos estudos com um pool de países que atuam no mercado de forma dirigista (como o Brasil o fez no passado) e um outro pool de países que deixam o mercado mais competitivo podem gerar resultados ainda mais esclarecedores dos impactos no bem-estar do caso brasileiro. Além disso, o esforço de coleta de dados brasileiros para maiores períodos e de revisitar esse estudo depois de alguns anos do desinvestimento em refino da Petrobras é um importante norte para entender o impacto de todas as intervenções políticas no refino sobre o desenvolvimento da cadeia de petróleo brasileira.