

# Primer ExamenParcial

## Métodos Empíricos en Finanzas

Gibrán Peniche

### Contents

<b>1</b>	<b>Estacionalidad</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Estacionalidad y Tranformaciones</b>	<b>1</b>
<b>3</b>	<b>ETF MCHI</b>	<b>1</b>
<b>4</b>	<b>GARCH</b>	<b>4</b>
<b>5</b>	<b>SPY + MCHI</b>	<b>4</b>
<b>6</b>	<b>Cointegración</b>	<b>5</b>
<b>7</b>	<b>Modelos VAR</b>	<b>8</b>
<b>8</b>	<b>Pronóstico</b>	<b>10</b>

## 1 Estacionalidad

a.  $x_t = 2x_{t-1} - x_{t-2} + w_t$

$\Rightarrow$

$$x_t - 2Bx_t + B^2x_t = w_t$$

Por lo que el polinomio característico es:

$$1 - 2B + B^2 = 0$$

$\Longleftrightarrow$

$$(B^2 - 1) = 0$$

Las raíz de este polinomio es 1 con multiplicidad 2. No está fuera del círculo unitario  $\therefore$  **NO** es estacionario.

b.  $x_t = 1.1x_{t-1}w_t + 0.5w_{t-1} + 0.2w_{t-2}$

Vemos que  $\mu_t = 0$

## 2 Estacionalidad y Transformaciones

Sea

$$x_t = 3t^2 + w_t$$

a. **Determine si es estacionario o no**

**R:** No es estacionaria pues  $\mu_t = \mu(t)$

b. **En caso de no ser estacionario, obtenga una versión estacionaria, mediante transformaciones.**

Aplicamos primera diferencia

$$x_t - Bx_t = 3t^2 - 3(t^2 - 2t + 1) + w_t - w_{t-1}$$

## 3 ETF MCHI

a. **Incorpore una breve explicación del ETF y grafque los precios al cierre.**

**R:** El ETF MCHI un vehículo que brinda exposición de grandes y medianas empresas chinas. Busca replicar un índice compuesto por títulos de renta variable de este mercado.



b. Determine si el proceso es estacionario o no

Utilizamos el criterio de Dickey-Fuller.<sup>1</sup>

```
mchi %>%
  pull(close) %>% # Extraemos el vector del df
  ur.df(type = 'none', lags = 0) %>%
  summary()

##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -5.7025 -0.3875  0.0765  0.5977  3.1187
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
```

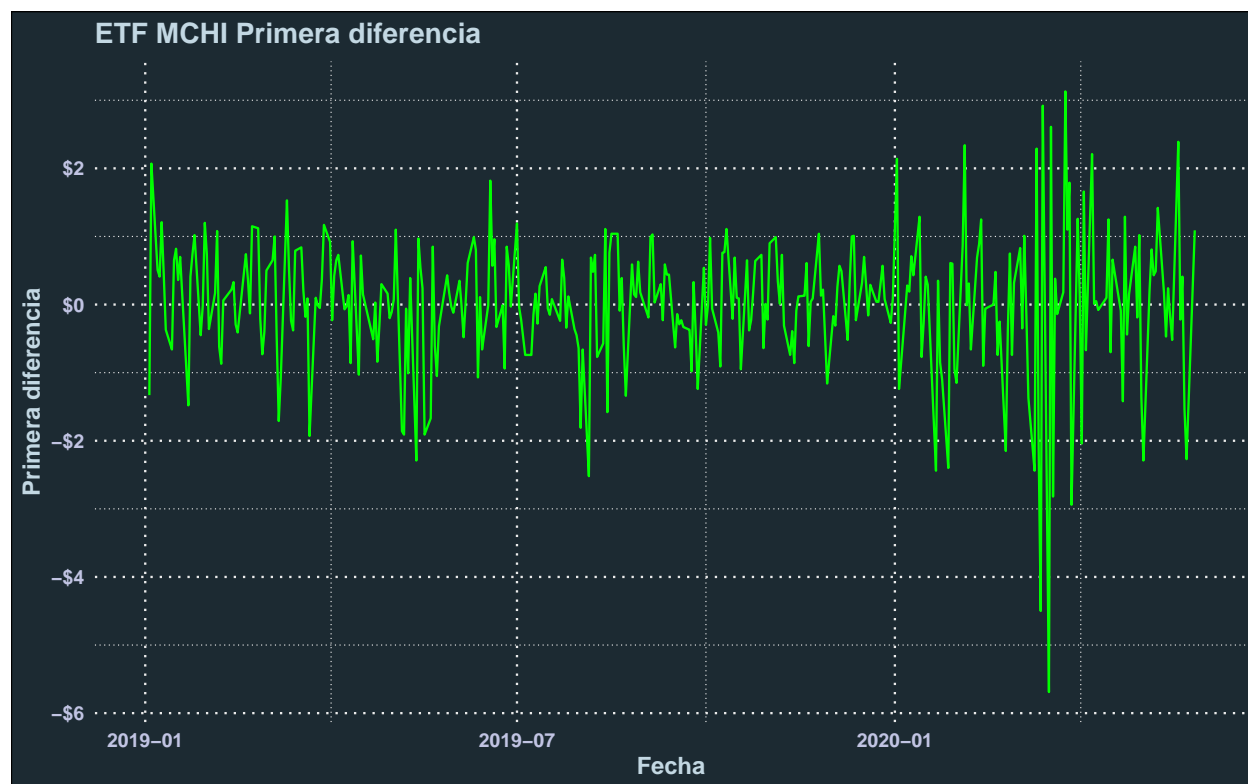
<sup>1</sup>Libreria *urca*

```
## z.lag.1 0.0002149 0.0008849 0.243 0.808
##
## Residual standard error: 0.9905 on 350 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.0001685, Adjusted R-squared: -0.002688
## F-statistic: 0.05899 on 1 and 350 DF, p-value: 0.8082
##
## Value of test-statistic is: 0.2429
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct 5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62
```

**R:** De análisis anterior observamos evidencia a favor de la hipótesis nula de raíz unitaria por lo que concluimos que la serie de precios **NO** es estacionaria.

c. Si no es estacionario, sugiera alguna transformación y grafique el proceso transformado.

Sugerimos la transformación diferencia



d. Utilizando el criterio de Akaike, determine el modelo ARIMA que mejor describe el comportamiento del precio de MCHI.

Realizamos el ajuste del modelo ARIMA utilizando como criterio el AIC.<sup>2</sup>

<sup>2</sup>Utilizamos la librería *fable* ya que actualmente la librería *forecast* ha dejado de tener mantenimiento aunque sigue en CRAN.

```

mchi %>%
  dplyr::select(date,dif1) %>%
  as_tsibble() %>%
  fill_gaps() %>%
  model(
    arima = ARIMA(dif1)
  ) %>%
  fabletools::report()

## Series: dif1
## Model: ARIMA(1,0,0)
##
## Coefficients:
##           ar1
##          -0.1566
## s.e.      0.0657
##
## sigma^2 estimated as 0.6591:  log likelihood=-491.43
## AIC=986.86   AICc=986.89   BIC=995.33

```

## 4 GARCH

- a. Obtenga la serie de rendimientos de MCHI. Estime el modelo GARCH(1,1) que mejor modele la serie. En el futuro inmediato, digamos una semana, espera que MCHI tenga baja o alta volatilidad? Explique.

Table 1: GARCH(1,1) MCHI

	x
mu	0.0010224
ar1	-0.9498804
ma1	0.9707041
omega	0.0000314
alpha1	0.1959337
beta1	0.6751972

**R:** Del modelo concluimos que la varianza incondicional a largo plazo  $\sigma^2 = \frac{\omega}{1-\alpha-\beta}$  debe ser 0.024335 %. La volatilidad diaria al 27 de mayo del 2020 fue de 1.69 % por lo que la volatilidad debería disminuir.

## 5 SPY + MCHI

- a. Bajar los datos del ETF SPY, con las mismas fechas que el ETF MCHI. Lleve a cabo una prueba de raíz unitaria en ambas series para determinar si son estacionarias o no. Proporcione sus resultados y explique.

```

##
## #####

```

```
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -29.5545  -1.1642   0.1869   1.9044  21.1321
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1 0.0003139   0.0008659   0.362   0.717
##
## Residual standard error: 4.756 on 350 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.0003753, Adjusted R-squared:  -0.002481
## F-statistic: 0.1314 on 1 and 350 DF,  p-value: 0.7172
##
##
## Value of test-statistic is: 0.3625
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62
```

**R:** Ya habíamos concluido en la pregunta 3 que el proceso MCHI no era estacionario. Después de realizar la prueba Dickey - Fuller para el SPY vemos que tampoco es estacionario, ya que hay evidencia en favr de la hipótesis nula.

## 6 Cointegración

- a. Independientemente del resultado obtenido en el ejercicio anterior, lleve a cabo un ejercicio de cointegración entre ambos procesos. Tengan cuidado con los datos, creo que SPY tiene unas cuantas observaciones más. Están cointegrados los procesos, si o no? Incluir ejercicio que justifique su resultado.

Table 2: Modelo MCHI - SPY (continued below)

r.squared	adj.r.squared	sigma	statistic	p.value	df	logLik	AIC
0.4055	0.4038	2.501	238.8	1.975e-41	2	-821.1	1648

BIC	deviance	df.residual
1660	2189	350

```
##
```

```
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.72886 -0.37474  0.05507  0.45515  1.90211
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1 -0.04019      0.01457  -2.758  0.00611 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.6816 on 350 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.02128,    Adjusted R-squared:  0.01848
## F-statistic: 7.609 on 1 and 350 DF,  p-value: 0.006113
##
##
## Value of test-statistic is: -2.7584
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62
```

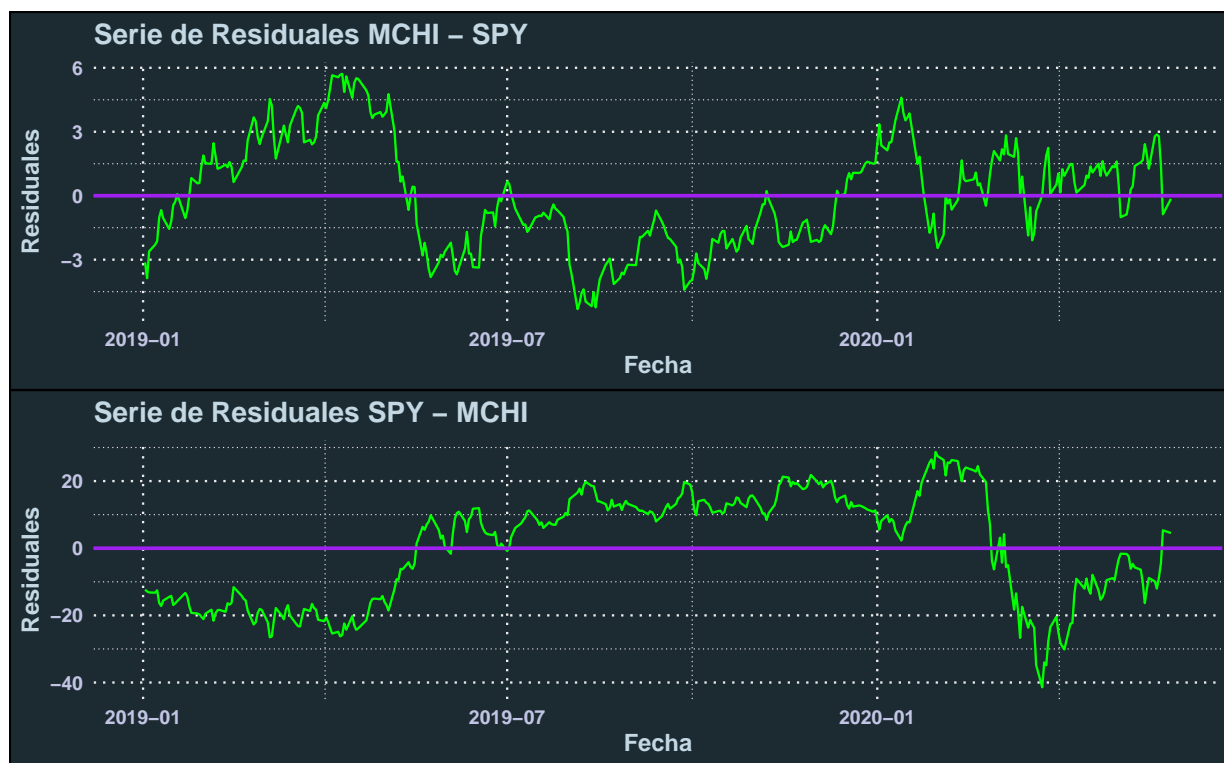
Table 4: Modelo SPY - MCHI (continued below)

r.squared	adj.r.squared	sigma	statistic	p.value	df	logLik	AIC
0.4055	0.4038	16.04	238.8	1.975e-41	2	-1475	2957

BIC	deviance	df.residual
2968	90103	350

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1)
##
```

```
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.72886 -0.37474  0.05507  0.45515  1.90211
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1 -0.04019      0.01457  -2.758  0.00611 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.6816 on 350 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.02128,    Adjusted R-squared:  0.01848
## F-statistic: 7.609 on 1 and 350 DF,  p-value: 0.006113
##
##
## Value of test-statistic is: -2.7584
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62
```



**R:** Por la prueba Dickey - Fuller en ambos casos parecen estar cointegrados

- b. Analizando la serie de residuos de ambos procesos, una de las dos series está rezagada en precios con respecto a la otra. Indique cual es.

**R:** El MCHI parece estar rezagado contra el SPY.



## 7 Modelos VAR

- a. Vas a llevar a cabo un análisis de ambos procesos usando el concepto de Vectores Autoregresivos. Primero estimar el mejor modelo VAR(p).

```
## AIC(n) HQ(n) SC(n) FPE(n)
##      8      8      2      8
```

**R:** Por el criterio de informacion bayesiano concluimos que debemos de ajustar un VAR(2)

```
sum_sm <- sm %>%
  summary()
```

```
sum_sm$varresult %>% pander::pander(caption = 'VAR(2) Ajuste')
```

- spy:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
spy.l1	0.6254	0.08152	7.672	1.75e-13
mchi.l1	0.3642	0.3939	0.9244	0.3559
spy.l2	0.3519	0.0814	4.323	2.02e-05
mchi.l2	-0.4152	0.392	-1.059	0.2903
const	9.878	4.58	2.157	0.03172

Table 7: Fitting linear model:  $y \sim -1 + .$

Observations	Residual Std. Error	$R^2$	Adjusted $R^2$
350	4.515	0.9523	0.9517

- mchi:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
spy.l1	-0.08026	0.01695	-4.735	3.21e-06
mchi.l1	1.12	0.08191	13.68	2.541e-34
spy.l2	0.07932	0.01693	4.686	4.013e-06
mchi.l2	-0.1665	0.08152	-2.042	0.04188
const	3.065	0.9524	3.218	0.001414

Table 9: Fitting linear model:  $y \sim -1 + .$

Observations	Residual Std. Error	$R^2$	Adjusted $R^2$
350	0.9388	0.9144	0.9134

```
sum_sm$covres %>% pander::pander(caption = 'Matriz de Covarianza')
```

Table 10: Matriz de Covarianza

	spy	mchi
<b>spy</b>	20.38	3.211
<b>mchi</b>	3.211	0.8814

- b. Expresar explícitamente las ecuaciones del modelo. Pronosticar el precio de ambas de ambos activos a 5 días en el futuro.

Las ecuaciones del modelo son:

$$spy_t = 9.87 + 0.63 \cdot spy_{t-1} + 0.36 \cdot mchi_{t-1} + 0.35 \cdot spy_{t-2} + -0.42 \cdot mchi_{t-2}$$

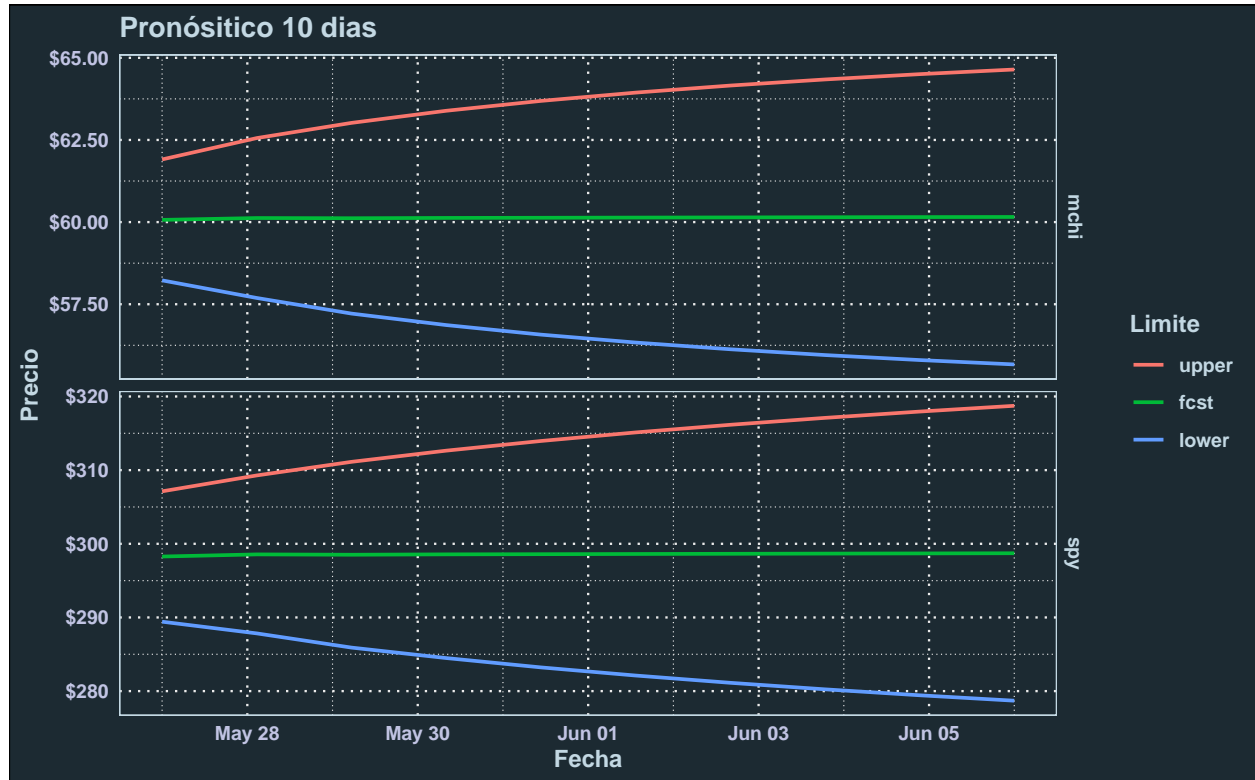
$$mchi_t = 3.07 + -0.08 \cdot spy_{t-1} + 1.12 \cdot mchi_{t-1} + 0.08 \cdot spy_{t-2} + -0.17 \cdot mchi_{t-2}$$

Table 11: Pronóstico 10 días SPY

fcst	lower	upper	CI	symbol	date
298.2731	289.4241	307.1222	8.849054	spy	2020-05-27
298.5593	287.8353	309.2833	10.724011	spy	2020-05-28
298.5178	285.9102	311.1254	12.607621	spy	2020-05-29
298.5667	284.4899	312.6435	14.076799	spy	2020-05-30
298.5887	283.2197	313.9578	15.369074	spy	2020-05-31
298.6174	282.1169	315.1179	16.500460	spy	2020-06-01
298.6432	281.1305	316.1560	17.512723	spy	2020-06-02
298.6690	280.2429	317.0951	18.426110	spy	2020-06-03
298.6938	279.4363	317.9514	19.257548	spy	2020-06-04
298.7181	278.6989	318.7373	20.019187	spy	2020-06-06

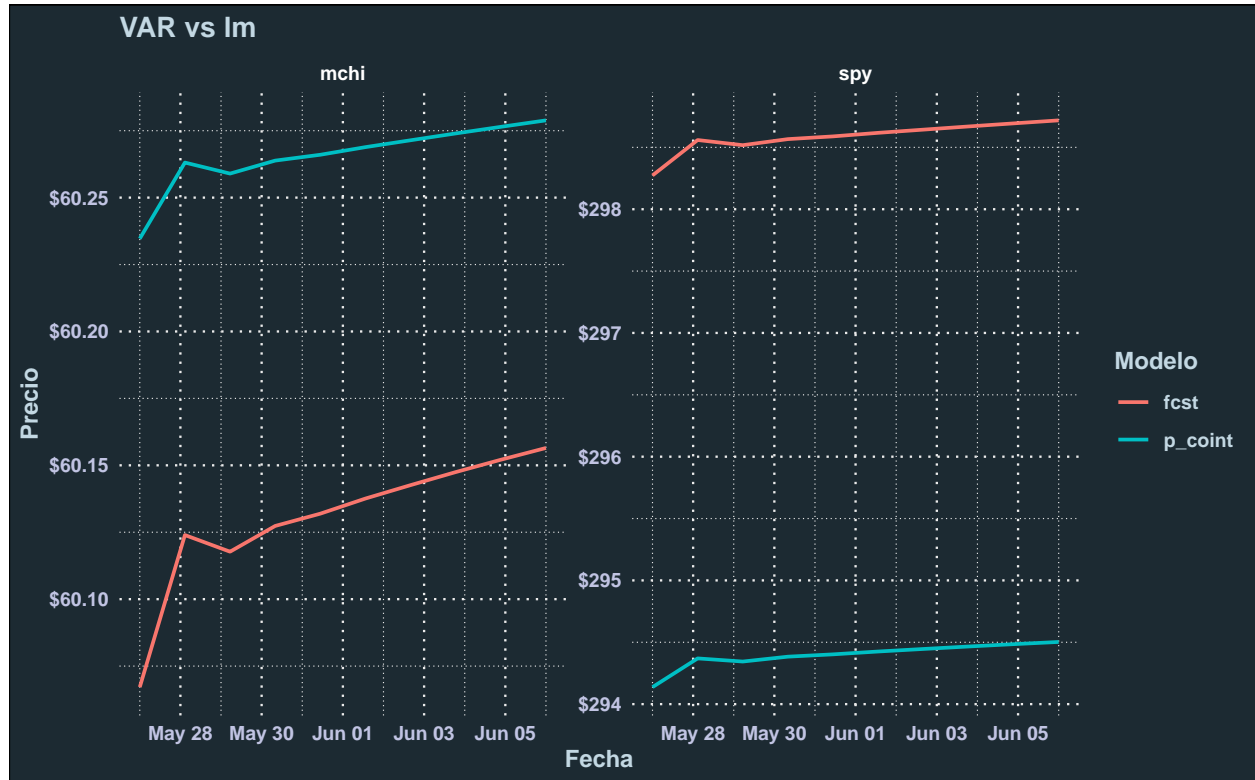
Table 12: Pronóstico 10 días MCHI

fcst	lower	upper	CI	symbol	date
60.06715	58.22705	61.90725	1.840105	mchi	2020-05-27
60.12395	57.69051	62.55740	2.433444	mchi	2020-05-28
60.11774	57.21568	63.01980	2.902061	mchi	2020-05-29
60.12735	56.86648	63.38822	3.260871	mchi	2020-05-30
60.13194	56.57585	63.68803	3.556091	mchi	2020-05-31
60.13759	56.33481	63.94036	3.802776	mchi	2020-06-01
60.14260	56.12975	64.15545	4.012850	mchi	2020-06-02
60.14747	55.95381	64.34114	4.193665	mchi	2020-06-03
60.15208	55.80142	64.50275	4.350662	mchi	2020-06-04
60.15648	55.66862	64.64435	4.487863	mchi	2020-06-06



## 8 Pronóstico

- a. En el problema 6 crearon un modelo lineal que relaciona el precio de SPY y MCHI. Pronostique el precio de MCHI usando el modelo cointegrado del ejercicio 6 y usando los pronósticos de SPY obtenidos del ejercicio 7. Hacer lo mismo, pero ahora intercambiar los activos. Los resultados del ejercicio 7 y 8 son similares?



**R:** Los resultados no son similares