

El precio de la participación empresarial en Portugal y España: un estudio comparativo

The share price in Portugal and Spain, a comparative study

Dr. Agustín ALONSO RODRÍGUEZ
Real Centro Universitario
"Escorial-María Cristina"
San Lorenzo del Escorial

Resumen: Con la ayuda de un modelo vectorial de series temporales, se compara la evolución en el tiempo del precio de una *participación empresarial*, o *share*, en Portugal y España, en el periodo comprendido entre 1988 y 2024. Se trata de considerar la posible relación dinámica que pudiera existir en la evolución temporal del precio, en estos dos países vecinos.

Abstract: Using a vector autoregressive model for time series, the time evolution of the price of a *share* or *stock* it is compared for Portugal and Spain, in order to consider the possible dynamic relationship regarding prices in these neighboring countries.

Palabras clave: Participación empresarial, *share*, precio, relación dinámica, modelos VAR, R.

Keywords: Share price, stock price, dynamic relationship, VAR models, R.

Sumario:

- I. Introducción.
- II. Modelos VAR(p).
- III. Las series en estudio y su modelo.
- IV. Estimación y resultados.
- V. Conclusiones.

VI. Bibliografía.

Recibido: septiembre 2024.

Aceptado: noviembre 2024.

I. INTRODUCCIÓN

El precio de una *participación empresarial*, a *share price* o también a *stock price*, es el montante que se estaría dispuesto a pagar por una participación o conjunto de acciones de una empresa. Este precio no es fijo, y fluctúa de acuerdo con las condiciones del mercado. Inicialmente viene determinado por la oferta pública de acciones hecha por la empresa. Los precios son fijados por un *bookrunner*, la persona designada por la empresa para determinar el precio apropiado para la *participación empresarial*. Existe toda una normativa para su desarrollo, pero aquí no se entra en detalles, pues lo que se estudia es la evolución temporal de sus precios en Portugal y España. Datos tomados de la base de datos del *Federal Reserve Bank* de Estados Unidos, con fecha 20/07/2024, datos que a su vez proceden de la base de datos de la OCDE: Main Economic Indicators.

En este trabajo se analiza la evolución temporal del precio de la *participación empresarial* en Portugal y España, intentando comprobar o descubrir si la vecindad geográfica tiene algún tipo de efecto en el precio.

Para llevar a cabo el estudio, se utiliza un modelo vectorial autorregresivo, $VAR(p)$, que permite el análisis simultáneo de varias series temporales. Es esta una forma concreta para analizar relaciones dinámicas entre variables, mejorando la precisión de las predicciones.

Sea el vector de las series

$$z_t = (z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{kt})'$$

en nuestro caso $k = 2$. Este vector recoge las cotizaciones del precio de la *participación empresarial* en Portugal y España, desde 1988 hasta 2024, datos mensuales.

La representación gráfica de la situación viene recogida en la figura 1.

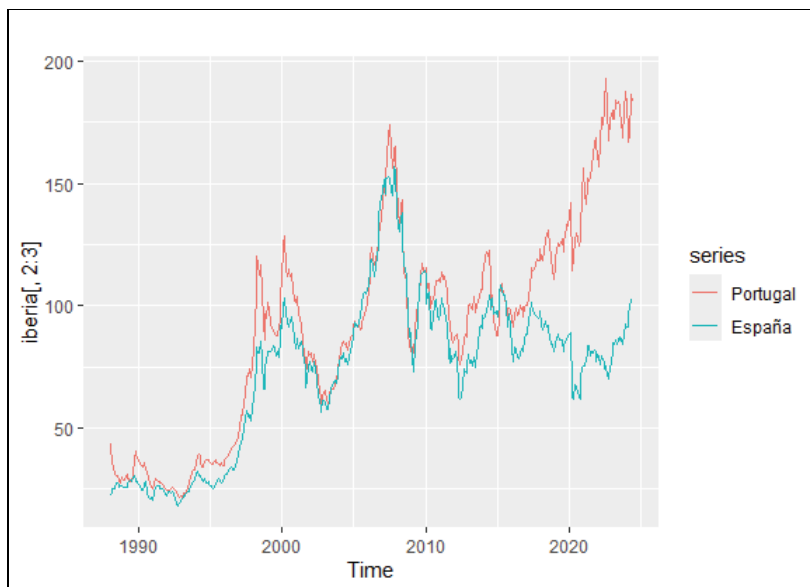


Figura 1. Evolución temporal conjunta del precio de la participación.

y por claridad, la figura 2 presenta las dos series por separado.

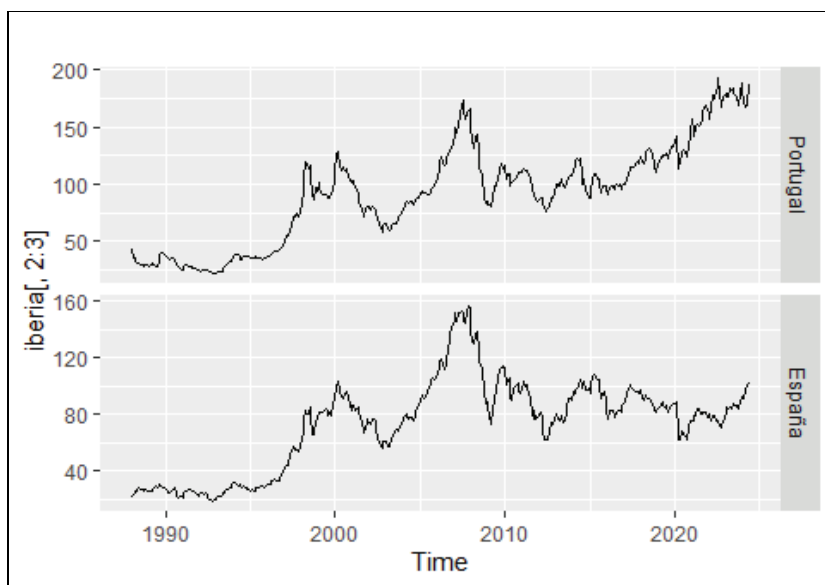


Figura 2. Evolución temporal singularizada del precio de la participación.

Pasemos a la presentación de los modelos $VAR(p)$.

II. MODELOS VAR(p)

Comencemos presentando el modelo más simple, el $VAR(1)$

$$z_t = \Phi_0 + \Phi_1 z_{t-1} + e_t$$

que en formato desplegado presenta el aspecto

$$\begin{pmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} z_{1,t-1} \\ z_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{pmatrix}$$

o equivalentemente

$$\begin{aligned} z_{1,t} &= \phi_{10} + \phi_{1,11} z_{1,t-1} + \phi_{1,12} z_{2,t-1} + e_{1,t} \\ z_{2,t} &= \phi_{20} + \phi_{1,21} z_{1,t-1} + \phi_{1,22} z_{2,t-1} + e_{2,t} \end{aligned}$$

expresión que muestra lo entrelazadas que están las series en un modelo $VAR(p)$.

La presentación matricial del modelo, permite realizar algunos comentarios en orden a facilitar la interpretación final de los resultados.

El elemento $\phi_{1,12}$ muestra la dependencia lineal de $z_{1,t}$ en $z_{2,t-1}$, en presencia de $z_{1,t-1}$. Por su parte $\phi_{1,21}$ mide la relación lineal entre $z_{2,t}$ y $z_{1,t-1}$, en presencia de $z_{2,t-1}$. Y lo mismo se puede decir del resto de elementos de Φ_1 .

En el caso de que $\phi_{1,12} = \phi_{1,21} = 0$, entonces $z_{1,t}$ y $z_{2,t}$ no estaría relacionadas dinámicamente, siguiendo cada una un proceso $AR(1)$ a determinar. Técnicamente se dice que ambas series no están acopladas.

En el caso de que $\phi_{1,12} = 0$ pero $\phi_{1,21} \neq 0$, entonces tendríamos

$$\begin{aligned} z_{1,t} &= \phi_{10} + \phi_{1,11} z_{1,t-1} + e_{1,t} \\ z_{2,t} &= \phi_{20} + \phi_{1,21} z_{1,t-1} + \phi_{1,22} z_{2,t-1} + e_{2,t} \end{aligned}$$

que muestra que $z_{1,t}$ no depende de los pasados valores de $z_{2,t}$, pero $z_{2,t}$ sí depende de los valores pasados de $z_{1,t}$. Tenemos una relación unidireccional, con $z_{1,t}$ actuando como variable *input* y $z_{2,t}$ como variable *output*. Se establece entre ambas series lo que en estadística se denomina una *relación de transferencia*.

En el ámbito de la econometría, tenemos una ilustración del denominado *principio de causalidad de Granger*.

Granger (1969) introdujo el concepto de *causalidad*, que resulta fácil de ilustrar en el caso de este $VAR(1)$.

Se dice que $z_{1,t}$ causa $z_{2,t}$ si la información pasada de $z_{1,t}$ mejora la predicción de $z_{2,t}$.

Volviendo a nuestro $VAR(1)$, si $\phi_{1,12} = 0$ pero $\phi_{1,21} \neq 0$, $z_{2,t+1}$ depende de $z_{1,t}$ de manera que conociendo $z_{1,t}$ se facilita la predicción de $z_{2,t+1}$. Por otro lado, $z_{1,t+1}$ no depende del pasado de $z_{2,t}$, por lo que el conocimiento del pasado de $z_{2,t}$ no ayuda a predecir $z_{1,t+1}$.

Tras lo expuesto, tiene sentido afirmar que $z_{1,t}$ causa $z_{2,t}$, pero $z_{2,t}$ no causa $z_{1,t}$.

Si ocurriera que $\phi_{1,21} = 0$ pero $\phi_{1,12} \neq 0$, entonces, $z_{2,t}$ causa $z_{1,t}$, pero $z_{1,t}$ no causa $z_{2,t}$.

Cabe señalar como último detalle que si la matriz de *varianzas-covarianzas* Σ_e no es diagonal, entonces $z_{1,t}$ y $z_{2,t}$ presentan *causalidad instantánea* en el sentido de Granger, causalidad que opera en ambos sentidos.

Tras las anteriores consideraciones, basadas en Tsay (2014, pp. 28-29), pasemos al caso que nos ocupa.

III. LAS SERIES EN ESTUDIO Y SU MODELO.

Las series de datos originales tomadas de la base de datos del *Federal Reserve* presentan distinta fecha de inicio: Portugal en 1988, España en 1985. Son series de datos mensuales, no ajustadas estacionalmente, con el *índice* = 100 alcanzado en el año 2015. Aquí, como fecha de comienzo se establece 1988-01-01 y 2024-06-01 como fecha de cierre. Son dos series con un total de 438 observaciones por serie.

En la tabla siguiente, tabla 1, aparecen los primeros valores de ambas series.

##	DATE	Portugal	España
## 1	1988-01-01	43.57283	22.38252
## 2	1988-02-01	35.33979	23.04053
## 3	1988-03-01	35.79837	24.81280
## 4	1988-04-01	33.67828	25.34773
## 5	1988-05-01	31.19847	25.14597
## 6	1988-06-01	30.51658	27.45502

Tabla 1. Valores muestrales de ambas series.

Su representación conjunta y singularizada aparece en las anteriores figura 1 y 2.

Para rebajar la varianza presente en ambas series, se toman logaritmos, y a continuación, primeras diferencias, obteniendo así las tasas de variación. Al multiplicar por 100, obtenemos las tasas de variación en porcentajes. El resultado aparece en la figura 3.

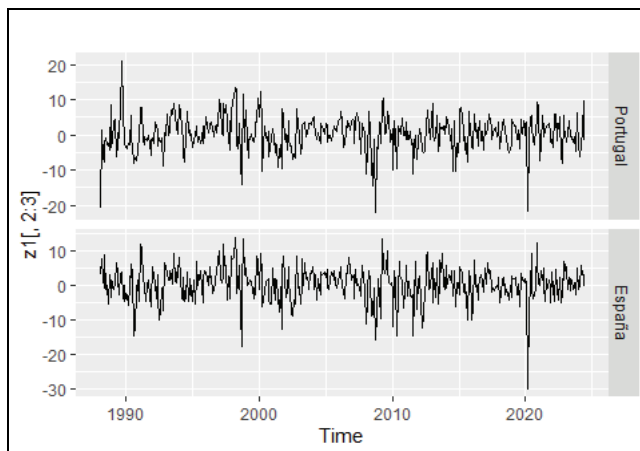


Figura 3. Tasas de variación porcentuales del precio de la participación.

IV. ESTIMACION Y RESULTADOS

A partir de las tasas de variación del precio de la participación, y utilizando los criterios de información, AIC, BIC y HQ, para establecer el parámetro de nuestro modelo VAR, los mencionados criterios seleccionan $p=1$. Tenemos, pues el modelo $VAR(1)$, modelo: m1. Al estimarlo, obtenemos el siguiente resultado, tabla 2:

```
## Constant term:
## Estimates: 0.2589701 0.2573751
## Std.Error: 0.2182516 0.2303875
## AR coefficient matrix
## AR( 1 )-matrix
##      [,1] [,2]
## [1,] 0.1845 0.164
## [2,] -0.0314 0.270
## standard error
##      [,1] [,2]
## [1,] 0.0607 0.0603
## [2,] 0.0641 0.0636
```

```
##
## Residuals cov-mtx:
##      [,1]      [,2]
## [1,] 20.50778 14.95546
## [2,] 14.95546 22.85186
##
## det(SSE) = 244.9752
## AIC = 5.519464
## BIC = 5.556809
## HQ = 5.5342
```

Tabla 2. Resultado de la estimación del modelo m1.

que permite escribir, en formato matricial

$$\begin{pmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.259 \\ 0.257 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.1845 & 0.164 \\ -0.0314 & 0.270 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} z_{1,t-1} \\ z_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \hat{e}_{1,t} \\ \hat{e}_{2,t} \end{pmatrix}$$

Como es fácil de comprobar, no todos los coeficientes estimados son estadísticamente significativos, por lo que al eliminarlos, con ayuda del paquete *MTS*, llegamos al modelo simplificado, modelo m2, modelo validado al superar la diagnosis del mismo. El resultado de la estimación aparece en la tabla 3.

```
## Constant term:
## Estimates: 0 0
## Std.Error: 0 0
## AR coefficient matrix
## AR( 1 )-matrix
##      [,1] [,2]
## [1,] 0.186 0.167
## [2,] 0.000 0.253
## standard error
##      [,1] [,2]
## [1,] 0.0607 0.0603
## [2,] 0.0000 0.0464
##
## Residuals cov-mtx:
##      [,1]      [,2]
## [1,] 20.57446 15.02173
## [2,] 15.02173 22.92886
##
## det(SSE) = 246.0964
## AIC = 5.519454
## BIC = 5.547462
## HQ = 5.530506
```

Tabla 3. Resultado de la estimación del modelo m2.

y que nos permite escribir

$$\begin{pmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.0 \\ 0.0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.186 & 0.167 \\ 0.0 & 0.253 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} z_{1,t-1} \\ z_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \hat{e}_{1,t} \\ \hat{e}_{2,t} \end{pmatrix}$$

o, equivalentemente

$$\begin{aligned} z_{1,t} &= 0.186z_{1,t-1} + 0.167z_{2,t-1} + \hat{e}_{1,t} \\ z_{2,t} &= 0.253z_{2,t-1} + \hat{e}_{2,t} \end{aligned}$$

formulación que pone de relieve que la tasa de crecimiento del precio de la *participación empresarial* en Portugal depende de sí misma y de la tasa de variación del precio de la *participación empresarial* en España, pero que la tasa de variación del precio de la *participación empresarial* española sólo depende de ella misma.

Por lo que respecta a la matriz de correlación de los residuos

$$C = \begin{pmatrix} 1.00000 & 0.69069 \\ 0.69069 & 1.00000 \end{pmatrix}$$

que permite afirmar que la tasa de variación del precio de la *participación empresarial* en Portugal y España presenta una relativa alta tasa de correlación instantánea.

V. CONCLUSIONES

A manera de conclusión, se puede afirmar que, en el periodo analizado, 1988-2024, los datos permiten establecer una relación dinámica entre el precio de la *participación empresarial* en Portugal y el precio de la *participación empresarial* en España. Relación que pone de relieve que las tasas de variación de dicho precio en Portugal dependen dinámicamente del precio en España. Así mismo, la evolución del precio en ambos países muestra una alta tasa de correlación instantánea, que se puede interpretar diciendo que la vecindad entre los dos países tiene su importancia.

Por otro lado, teniendo en cuenta el tema de la *causalidad de Granger*, la matriz de coeficientes estimados se ajusta al caso $\phi_{1,21} = 0$ y $\phi_{1,12} \neq 0$, por lo que permite decir que $z_{2,t}$ causa $z_{1,t}$ pero $z_{1,t}$ no causa $z_{2,t}$, es decir, que el precio de la *participación empresarial* en España causa el precio de la *participación empresarial* en Portugal, y no a la inversa, siempre en el sentido establecido

por Granger, y que podríamos parafrasear diciendo que el conocimiento del precio de la *participación empresarial* en España, facilita la predicción del precio de la *participación empresarial* en Portugal.

VI. BIBLIOGRAFIA

- FRED, Federal Reserve Bank of Saint Louis. Base de datos.
- GRANGER, C. W. J., “Investigating causal relations by econometric models and crossspectral methods”, in *Econometrica* 37 (Aug., 1969) 424-438.
- HAMILTON, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton 1994.
- HYNDMAN, R. I., y ATHANASOPOULOS, G., *Forecasting Principles and Practice*, OTexts, ²2018.
- LÜTKEPOHL, H., *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, New York 2007.
- LÜTKEPOHL, H., y KRÄTZIG, M. (edits), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge 2004.
- MTS, paquete econométrico para acompañar, TSAY, R. S., *Multivariate Time Series Analysis, with R and Financial Applicatios*, Hoboken, New Jersey 2014.
- OCDE, Main Economic Indicators. Base de datos.
- PFAFF, Bernhard Pfaff, autor del paquete *vars*, en R, para el análisis de series de tiempo multiples, <https://www.pfaffikus.de>.
- R Core Team, *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2024. <https://www.R-project.org/>.
- TSAY, R. S., *Multivariate Time Series Analysis with R and Financial Applications*, Hoboken, New Jersey 2014.
- VARS, <https://www.pfaffikus.de>.