

# Incertidumbre de política económica, geopolítica y volatilidad financiera: efectos sobre los mercados bursátiles

Autora: Mary Elena Sánchez Gabarre

---

Tesis doctoral UDC / 2023

Directores: Dr. Pablo Castellanos García

Dr. José Manuel Sánchez Santos

Tutor: Dr. Pablo Castellanos García

Programa de Doctorado en Análisis Económico y Estrategia Empresarial



UNIVERSIDADE DA CORUÑA







La autora de esta tesis doctoral ha disfrutado durante su realización de una estancia predoctoral en el marco de las “Ayudas para estancias predoctorales Inditex-UDC” en la convocatoria 2021.



## Agradecimientos

En primer lugar, darle las gracias a mis Directores, Pablo y José Manuel, quienes me han brindado toda su ayuda, generosidad, dedicación y guía a lo largo de estos años, trasladándome sus conocimientos y experiencia de forma excepcional mientras he estado inmersa en la elaboración de la presente tesis. También agradecer a mis amigos y compañeros, con los que he tenido la oportunidad de desarrollarme personal y profesionalmente en este camino. Finalmente, quiero manifestar mi profundo agradecimiento a mi familia, a mis padres Pilar y Edi, a mis hermanos Mary y Edi, y a José Ramón y Martín, quienes han sido pilares fundamentales y me han brindado su apoyo incondicional.



## Resumen

El objetivo de la presente tesis doctoral es triple. En primer lugar, se pretende profundizar en la naturaleza y alcance de los efectos de la incertidumbre en los mercados bursátiles. En segundo lugar, se trata de determinar si existen diferencias en el impacto de tres tipos distintos de incertidumbre (política económica, geopolítica y volatilidad de los mercados). En tercer lugar, se verifica si la influencia de la incertidumbre varía dependiendo del contexto de los distintos mercados bursátiles nacionales. En particular, se estudia la influencia de la incertidumbre sobre los índices bursátiles de una muestra representativa de países a nivel mundial, haciendo especial hincapié en el caso del IBEX 35. Esta relación se aborda mediante tres enfoques econométricos: análisis de cointegración (modelo autorregresivo de retardos distribuidos, ARDL), de datos de panel (modelos de efectos fijos y aleatorios) y de volatilidad condicional variable (modelo GARCH). A partir de los resultados obtenidos, se concluye que la incertidumbre de política económica y la volatilidad de los mercados desempeñarían un papel destacado como determinantes de las cotizaciones bursátiles españolas, mientras que los riesgos geopolíticos resultan relevantes cuando se extiende el análisis a una muestra de economías con características diversas.



## Resumo

O obxectivo da presente tese doutoral é tripla. En primeiro lugar, preténdese profundar na natureza e alcance dos efectos da incerteza nos mercados bolsistas. En segundo lugar, trátase de determinar se existen diferenzas no impacto de tres tipos distintos de incerteza (política económica, xeopolítica e volatilidade dos mercados). En terceiro lugar, verifícase se a influencia da incerteza varía dependendo do contexto dos distintos mercados bolsistas nacionais. En particular, estúdase a influencia da incerteza sobre os índices bolsistas dunha mostra representativa de países a nivel mundial, facendo especial fincapé no caso do IBEX 35. Esta relación abórdase mediante tres enfoques econométricos: análise de cointegración (modelo autorregresivo de retardos distribuídos, ARDL), de datos de panel (modelos de efectos fixos e aleatorios) e de volatilidade condicional variable (modelo GARCH). A partir dos resultados obtidos, conclúese que a incerteza de política económica e a volatilidade dos mercados desempeñarían un papel destacado como determinantes das cotizacións bolsistas españolas, mentres que os riscos xeopolíticos resultan relevantes cando se estende a análise a unha mostra de economías con características diversas.



## Abstract

The aim of this doctoral thesis is threefold. First, it aims to explore the nature and extent of the effects of uncertainty on stock markets. Second, it seeks to determine whether there are differences in the impact of three different types of uncertainty (economic policy, geopolitical and financial market volatility). Third, it is tested whether the influence of uncertainty varies depending on the context of different national stock markets. In particular, we study the influence of uncertainty on the stock market indices of a representative sample of countries at the global level, with special emphasis on the case of the IBEX 35. This relationship is addressed using three econometric approaches: cointegration analysis (autoregressive distributed lagged model, ARDL), panel data (fixed and random effects models) and variable conditional volatility (GARCH model). On the basis of the results obtained, we conclude that economic policy uncertainty and market volatility would play a prominent role as determinants of Spanish stock prices, while geopolitical risks become relevant when the analysis is extended to a sample of economies with diverse characteristics.



# Índice de contenidos

Introducción .....	25
<b>Capítulo 1. Marco teórico .....</b>	<b>33</b>
1.1. Introducción .....	33
1.2. Hipótesis del Mercado Eficiente (HME o EMH) .....	35
1.3. Modelo de Valoración de Activos Financieros (CAPM).....	37
1.4. Teoría de Valoración por Arbitraje (APT).....	40
1.5. Desarrollo de nuevas metodologías .....	42
1.6. Inclusión de factores externos: incertidumbre .....	50
1.6.1. Política económica .....	52
1.6.2. Volatilidad financiera .....	57
1.6.3. Geopolítica .....	61
<b>Capítulo 2. Indicadores bursátiles y de incertidumbre .....</b>	<b>65</b>
2.1. Introducción .....	65
2.2. Índices bursátiles .....	66
2.2.1. Índice bursátil de referencia en España.....	68
2.2.2. Índices bursátiles de referencia a nivel internacional.....	72
2.2.2.1. Bloque I: Asia .....	72
2.2.2.2. Bloque II: América Central y del Sur.....	75
2.2.2.3. Bloque III: Unión Económica y Monetaria Europea .....	78
2.2.2.4. Bloque IV: América del Norte .....	80

2.2.2.5. Bloque V: Oceanía y países europeos no pertenecientes a la Unión Económica y Monetaria.....	82
2.3. Índices de incertidumbre .....	83
2.3.1. Índice de incertidumbre de política económica.....	85
2.3.1.1. Índice de incertidumbre de política económica global.....	86
2.3.1.2. Índice de incertidumbre de política económica española.....	89
2.3.2. Índice de volatilidad de los mercados financieros .....	92
2.3.3. Índice de riesgo geopolítico .....	94
<b>Capítulo 3. Influencia de la incertidumbre en los índices bursátiles: aplicación de modelos de cointegración.....</b>	<b>99</b>
3.1. Introducción.....	99
3.2. Datos y variables.....	101
3.3. Metodología y resultados .....	104
3.3.1. Contrastes de raíces unitarias .....	106
3.3.1.1. Test ADF.....	106
3.3.1.2. Test KPSS .....	107
3.3.1.3. Resumen del grado de estacionariedad .....	108
3.3.2. Modelo ARDL .....	110
3.3.2.1. Determinación del número óptimo de retardos.....	113
3.3.2.2. Contraste de bandas o test PSS .....	114
3.3.2.3. Estimación del modelo ARDL .....	116
3.4. Discusión y conclusiones .....	123

<b>Capítulo 4. Influencia de la incertidumbre en los índices bursátiles: aplicación de modelos de panel .....</b>	<b>127</b>
4.1. Introducción .....	127
4.2. Análisis preliminar del comportamiento de la incertidumbre de política económica a nivel mundial.....	129
4.2.1. Análisis clúster jerárquico.....	130
4.2.1.1. Detección de <i>outliers</i> .....	132
4.2.1.2. Resultados para todos los países .....	134
4.2.1.3. Resultados para la Unión Europea .....	139
4.2.2. ANOVA.....	143
4.2.3. Conclusiones .....	147
4.3. Datos y variables .....	148
4.4. Metodología y resultados.....	149
4.4.1. MCO combinados o <i>Pooled Model</i> .....	153
4.4.2. Modelo de efectos fijos .....	155
4.4.3. Modelos de efectos aleatorios .....	157
4.4.4. Resumen de las estimaciones de modelos de panel .....	164
4.5. Discusión y conclusiones .....	166
 <b>Capítulo 5. Influencia de la incertidumbre en los índices bursátiles: aplicación de modelos de volatilidad condicional variable .....</b>	 <b>171</b>
5.1. Introducción .....	171
5.2. Datos y variables .....	173
5.3. Descomposición de las series temporales.....	174
5.3.1. Tendencia .....	174

5.3.2. Índice estacional .....	179
5.3.3. Ciclo 182 .....	
5.4. Metodología y resultados .....	186
5.4.1. Contrastes de raíces unitarias .....	186
5.4.2. Análisis de cointegración .....	187
5.4.3. Modelo GARCH .....	191
5.4.4. Análisis de los efectos ARCH .....	194
5.4.5. Estimación del modelo GARCH .....	196
5.5. Discusión y conclusiones .....	199
<b>Conclusiones.....</b>	<b>201</b>
<b>Referencias.....</b>	<b>207</b>
<b>Anexos.....</b>	<b>243</b>
Anexo I. Material complementario del capítulo 2 .....	243
Anexo II. Material complementario del capítulo 3 .....	247
Anexo III. Material complementario del capítulo 4 .....	256
Anexo IV. Material complementario del capítulo 5.....	261

## Índice de gráficos

<b>Gráfico 1.</b> Evolución y puntos de ruptura del índice bursátil español: IBEX 35. ....	70
<b>Gráfico 2.</b> Evolución de las cotizaciones bursátiles de los países asiáticos (I): India y Japón. ....	74
<b>Gráfico 3.</b> Evolución de las cotizaciones bursátiles de los países asiáticos (II): China, Corea del Sur, Rusia y Singapur. ....	75
<b>Gráfico 4.</b> Evolución de las cotizaciones bursátiles de los países de América Central y del Sur. ....	77
<b>Gráfico 5.</b> Evolución de las cotizaciones bursátiles de los países europeos pertenecientes a la Unión Económica y Monetaria. ....	79
<b>Gráfico 6.</b> Evolución de las cotizaciones bursátiles de los países europeos pertenecientes a la Unión Económica y Monetaria (excluida Italia). ....	80
<b>Gráfico 7.</b> Evolución de las cotizaciones bursátiles de países de América del Norte. ....	81
<b>Gráfico 8.</b> Evolución de las cotizaciones bursátiles de países no pertenecientes a la UEM (Reino Unido) y Oceanía (Australia). ....	83
<b>Gráfico 9.</b> Evolución de los índices de incertidumbre: GPR, EPU y VIX. ....	84
<b>Gráfico 10.</b> Evolución y puntos de ruptura del índice EPU Global. ....	88
<b>Gráfico 11.</b> Evolución y puntos de ruptura del índice EPU España. ....	91
<b>Gráfico 12.</b> Evolución y puntos de ruptura del índice VIX. ....	93
<b>Gráfico 13.</b> Evolución y puntos de ruptura del índice GPR. ....	97
<b>Gráfico 14.</b> Estadístico CUSUM. ....	119
<b>Gráfico 15.</b> Estadístico CUSUMQ. ....	119
<b>Gráfico 16.</b> Diagrama de caja (media). ....	133
<b>Gráfico 17.</b> Diagrama de caja (desviación típica). ....	133
<b>Gráfico 18.</b> Análisis clúster jerárquico: todos los países (media). ....	135

<b>Gráfico 19.</b> Análisis clúster jerárquico: todos los países (desviación típica). .....	136
<b>Gráfico 20.</b> Análisis clúster jerárquico: todos los países (media y desviación típica). .....	138
<b>Gráfico 21.</b> Análisis clúster jerárquico: Unión Europea (media). .....	140
<b>Gráfico 22.</b> Análisis clúster jerárquico: Unión Europea (desviación típica). .....	141
<b>Gráfico 23.</b> Análisis clúster jerárquico: Unión Europea (media y desviación típica). .....	142
<b>Gráfico 24.</b> Resultados preliminares ANOVA: diferencias entre bloques de países. .....	144
<b>Gráfico 25.</b> Tendencia de las cotizaciones del IBEX 35. ....	175
<b>Gráfico 26.</b> Tendencia del índice de incertidumbre de política económica de España (EPU_España). ....	175
<b>Gráfico 27.</b> Tendencia del índice de incertidumbre de política económica global (EPU_Global). ....	175
<b>Gráfico 28.</b> Tendencia del índice de volatilidad financiera (VIX). ....	177
<b>Gráfico 29.</b> Tendencia del índice de riesgo geopolítico (GPR). ....	177
<b>Gráfico 30.</b> Tendencia del producto interior bruto a precios de mercado (PIB). .	178
<b>Gráfico 31.</b> Tendencia del índice de precios al consumo armonizado (IPCA). .....	178
<b>Gráfico 32.</b> Índice estacional IBEX. ....	180
<b>Gráfico 33.</b> Índice estacional EPU_España. ....	180
<b>Gráfico 34.</b> Índice estacional EPU_Global. ....	181
<b>Gráfico 35.</b> Índice estacional VIX. ....	181
<b>Gráfico 36.</b> Índice estacional GPR. ....	181
<b>Gráfico 37.</b> Índice estacional PIB. ....	182
<b>Gráfico 38.</b> Índice estacional IPCA. ....	182
<b>Gráfico 39.</b> Ciclo en nivel del IBEX 35 y el índice EPU_España. ....	184

<b>Gráfico 40.</b> Ciclo en nivel del IBEX 35 y el índice EPU_Global.....	184
<b>Gráfico 41.</b> Ciclo en nivel del IBEX 35 y el índice VIX. ....	184
<b>Gráfico 42.</b> Ciclo en nivel del IBEX 35 y el índice GPR.....	185
<b>Gráfico 43.</b> Ciclo en nivel del IBEX 35 y el PIB. ....	185
<b>Gráfico 44.</b> Ciclo en nivel del IBEX 35 y el IPCA.....	185
<b>Gráfico 45.</b> Rentabilidad IBEX. ....	189
<b>Gráfico 46.</b> Rentabilidad EPU_España. ....	189
<b>Gráfico 47.</b> Rentabilidad EPU_Global. ....	190
<b>Gráfico 48.</b> Rentabilidad VIX. ....	190
<b>Gráfico 49.</b> Rentabilidad GPR.....	190
<b>Gráfico 50.</b> Rentabilidad PIB. ....	191
<b>Gráfico 51.</b> Rentabilidad IPCA. ....	191

## Índice de figuras

<b>Figura 1.</b> Pasos para la aplicación de la metodología ARDL. ....	111
<b>Figura 2.</b> Pasos para la aplicación de la metodología GARCH. ....	192

## Índice de tablas

<b>Tabla 1.</b> Análisis de rupturas estructurales del IBEX.....	71
<b>Tabla 2.</b> Análisis de rupturas estructurales del índice EPU Global.....	89
<b>Tabla 3.</b> Análisis de rupturas estructurales del índice EPU España. ....	91
<b>Tabla 4.</b> Análisis de rupturas estructurales del índice VIX.....	94
<b>Tabla 5.</b> Análisis de rupturas estructurales del índice GPR. ....	97
<b>Tabla 6.</b> Estadística descriptiva y fuentes de datos. ....	103
<b>Tabla 7.</b> Correlación. ....	104
<b>Tabla 8.</b> Test de raíces unitarias: ADF.....	107
<b>Tabla 9.</b> Test de raíces unitarias: KPSS. ....	107
<b>Tabla 10.</b> Clasificación de las variables atendiendo a su grado de estacionariedad. .....	108
<b>Tabla 11.</b> Selección de retardos.....	114
<b>Tabla 12.</b> Contraste PSS. ....	116
<b>Tabla 13.</b> Resultados de los diferentes test del modelo ARDL.....	117
<b>Tabla 14.</b> ARDL (3, 0, 1, 0, 4, 2, 2, 3).....	120
<b>Tabla 15.</b> Modelo ARDL: coeficientes a largo plazo.....	121
<b>Tabla 16.</b> Modelo ARDL: coeficientes a corto plazo (ECM).....	123
<b>Tabla 17.</b> Datos preliminares del análisis clúster.....	132
<b>Tabla 18.</b> Historial de conglomeración jerárquico: todos los países (media). ....	135
<b>Tabla 19.</b> Historial de conglomeración jerárquico: todos los países (desviación típica). ....	137
<b>Tabla 20.</b> Historial de conglomeración jerárquico: todos los países (media y desviación típica).....	138
<b>Tabla 21.</b> Historial de conglomeración jerárquico: Unión Europea (media).....	140

<b>Tabla 22.</b> Historial de conglomeración jerárquico: Unión Europea (desviación típica).....	141
<b>Tabla 23.</b> Historial de conglomeración jerárquico: Unión Europea (media y desviación típica). .....	142
<b>Tabla 24.</b> Test de homogeneidad de varianzas.....	144
<b>Tabla 25.</b> Test de normalidad. ....	145
<b>Tabla 26.</b> Comparaciones múltiples. ....	146
<b>Tabla 27.</b> Fuentes y principales estadísticos descriptivos. ....	149
<b>Tabla 28.</b> Estimación del modelo de MCO combinados o <i>Pooled Model</i> . ....	154
<b>Tabla 29.</b> Resultados de los diferentes test del <i>Pooled Model</i> . ....	154
<b>Tabla 30.</b> Estimación del modelo de efectos fijos.....	156
<b>Tabla 31.</b> Contrastes del modelo de efectos fijos.....	157
<b>Tabla 32.</b> Estimación del modelo de efectos aleatorios.....	159
<b>Tabla 33.</b> Contrastes del modelo de efectos aleatorios. ....	160
<b>Tabla 34.</b> Estimación del modelo de efectos aleatorios con variables dicotómicas. ....	161
<b>Tabla 35.</b> Correspondencia de las variables temporales con las fechas reales....	162
<b>Tabla 36.</b> Contrastes del modelo de efectos aleatorios con variables dicotómicas. ....	163
<b>Tabla 37.</b> Resumen de estimaciones de los diferentes modelos. ....	166
<b>Tabla 38.</b> Fuentes y principales estadísticos descriptivos. ....	173
<b>Tabla 39.</b> Correlación de las variables. ....	174
<b>Tabla 40.</b> Contrastes de raíces unitarias. ....	186
<b>Tabla 41.</b> Análisis de cointegración: MCO teniendo en cuenta la incertidumbre de política económica nacional.....	188

<b>Tabla 42.</b> Análisis de cointegración: MCO teniendo en cuenta la incertidumbre de política económica internacional. ....	188
<b>Tabla 43.</b> Contrastes del efecto ARCH (12) para cada una de las variables. ....	195
<b>Tabla 44.</b> Resumen de coeficientes de volatilidad. ....	197
<b>Tabla 45.</b> Estimación en presencia de efectos GARCH (1,1) teniendo en cuenta EPU_Espana.....	198
<b>Tabla 46.</b> Estimación en presencia de efectos GARCH (1,1) teniendo en cuenta EPU_Global. ....	199

## Introducción

La incertidumbre existente en los mercados ha sido a menudo considerada como un factor que afecta al funcionamiento de la economía en su conjunto. Estudios como los de Knight (1921) y Keynes (1937) vienen a poner de manifiesto que el interés por la incertidumbre no es algo, ni mucho menos, nuevo. Lo cierto es que la imprevisibilidad del futuro en determinados ámbitos cruciales de la toma de decisiones económicas tenga importantes consecuencias y plantea desafíos únicos tanto a inversores como *policymakers*.

En concreto, la preocupación por la incertidumbre política se ha intensificado a raíz de la crisis financiera mundial, las crisis en la zona euro y las disputas políticas partidistas en Estados Unidos (Baker *et al.*, 2016). Prueba de ello son las investigaciones del Fondo Monetario Internacional (FMI, 2012 y 2013) y del Comité Federal de Mercado Abierto (2009) donde se pone de relieve que la incertidumbre sobre las políticas fiscales, regulatorias y monetarias de Estados Unidos y Europa

contribuyeron a un pronunciado declive económico en los años de la crisis financiera de 2008 y a una ralentización de la posterior recuperación económica.

Medir la incertidumbre no es una tarea sencilla y es necesario afrontar los desafíos que se plantean en el ámbito metodológico, así como las limitaciones que se derivan de la insuficiencia y carencia de determinado tipos de datos. De ahí la necesidad de contar con herramientas de medición de la incertidumbre que permitan mejorar la comprensión del fenómeno y su potencial impacto en diversos ámbitos. En este sentido, aunque no existe una medida exacta de la incertidumbre, la utilización de indicadores específicos y la combinación de diferentes enfoques nos ayudará a tener una visión más completa del papel de la incertidumbre en los mercados financieros.

En el contexto de la toma de decisiones económicas y políticas, la incertidumbre es un desafío crucial que afecta a la planificación, el desarrollo y los resultados esperados. De ahí que comprender y manejar la incertidumbre se haya convertido en una necesidad y en una prioridad para los *policymakers*, los profesionales de la economía y las finanzas, los inversores y los académicos. Por esta razón, abordar la incertidumbre con un enfoque más integrado y más efectivo, como el que se aborda en esta tesis resulta especialmente relevante y oportuno, en la medida en que los resultados de nuestra investigación presuntamente ayudarían a tomar decisiones más coherentes y adaptadas a la realidad.

El objetivo de la presente tesis doctoral es triple. En primer lugar, se pretende profundizar en la naturaleza y alcance de los efectos de la incertidumbre en los mercados bursátiles. En segundo lugar, se trata de determinar si existen diferencias en el impacto de tres tipos distintos de incertidumbre (política económica, geopolítica y volatilidad de los mercados). En tercer lugar, se verifica si la influencia de la incertidumbre varía dependiendo del contexto de los distintos mercados bursátiles nacionales.

Con el fin de lograr este objetivo se adopta un enfoque con el que se pretende mejorar el conocimiento y la capacidad de evaluar el impacto de la incertidumbre sobre las cotizaciones bursátiles. Para ello nos basamos en las principales aproximaciones metodológicas presentes en la literatura utilizando una triple

perspectiva econométrica que supone la aplicación de modelos de cointegración (modelo autorregresivo de retardos distribuidos, ARDL), de datos de panel (modelos de efectos fijos y aleatorios) y de volatilidad condicional variable (modelos ARCH y GARCH).

En esta línea, uno de los aspectos más novedosos de esta tesis doctoral es la inclusión de tres dimensiones de la incertidumbre: la vinculada a la política económica, la de carácter geopolítico y la asociada a volatilidad de los mercados financieros. Esto supone una contribución a la literatura existente por el hecho de que resulta ser, a nuestro mejor saber y entender, el primer estudio realizado sobre el IBEX 35 donde se utiliza dicho enfoque, menos limitado que el de otras investigaciones que se centran únicamente en una faceta y en un solo tipo de metodología.

La estructura de la tesis se puede resumir como sigue.

En el capítulo 1 se expone el marco analítico de referencia que ofrece el soporte teórico al trabajo empírico en el que se sustancia la tesis. Este marco lo configuran los trabajos seminales que abordan el vínculo existente entre la economía y las finanzas y, en particular, la modelización de la incertidumbre en la valoración financiera. A este respecto, el punto de partida lo constituye la hipótesis de mercados eficientes (HME) que se complementa con los modelos de valoración de activos financieros (CAPM y APT) y con la modelización comúnmente utilizada en la actualidad para relacionar variables macroeconómicas con los mercados de capitales de forma directa

La hipótesis de los mercados eficientes (Fama, 1970) defiende que los precios de los mercados de valores incorporan plena y racionalmente toda la información relevante, es decir, que no existe incertidumbre en los mercados. Sin embargo, no siempre se tiene toda la información, lo que da paso al desarrollo de las teorías de fijación de precios de los activos, las cuales ilustran una relación dinámica entre el mercado de valores y la actividad económica. En el origen de este tipo de modelos se sitúa el *Capital Asset Pricing Model*, denominado habitualmente modelo CAPM (Sharpe, 1964), que dio lugar a la creación de los modelos multifactoriales de valoración de activos, los cuales se basan en la Teoría de Valoración por Arbitraje

(Ross, 1976), comúnmente conocida como APT por sus siglas en inglés (*Arbitrage Pricing Theory*). A partir de aquí, se abren paso posteriormente los modelos que tienen en cuenta variables macroeconómicas de diversa índole (es decir, los de relación directa) y que son los que permiten incluir en el análisis factores externos que influyen en los indicadores objeto de estudio. Concretamente, en nuestro caso, incorporamos la incertidumbre como variable exógena que, presumiblemente, influye en los valores de los índices bursátiles.

En el capítulo 2 se profundiza en el estudio los índices bursátiles, centrándonos en el IBEX 35, pues será el índice que incorporemos a nuestros modelos econométricos como variable explicada en capítulos posteriores. Además, también se analiza la evolución temporal de una veintena de índices bursátiles internacionales de referencia en mercados que abarcan los siguientes bloques geográficos: Asia, América Central y del Sur, Unión Económica y Monetaria Europea, América del Norte y Oceanía y países europeos no pertenecientes a la Unión Económica y Monetaria.

En cuanto a los indicadores de incertidumbre, las esferas que consideran, tal y como se ha señalado anteriormente, son las relativas a la política económica, a la geopolítica y a los mercados financieros. Los indicadores utilizados son índices de incertidumbre de política económica para el caso de España o *Economic Policy Uncertainty Index* (EPU), el índice de incertidumbre de política económica global o *Global Economic Policy Uncertainty Index* (GEPU), el índice de riesgos geopolíticos o *Geopolitical Risk Index* (GPR) y el índice de volatilidad de los mercados o *Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index* (VIX). Tanto para estos índices de incertidumbre como para los índices bursátiles se analiza su evolución y los puntos de rupturas de sus series temporales como paso previo al análisis de la interrelación entre incertidumbre e índices bursátiles que se desarrolla en los capítulos posteriores.

Una vez abordados el marco teórico y los indicadores que se utilizarán en el análisis empírico, en el capítulo 3 se realiza un estudio de la influencia de la incertidumbre en las cotizaciones bursátiles del IBEX a largo plazo. Para ello, se aplica una metodología econométrica de cointegración. Como pasos previos se

realiza un análisis de los estadísticos descriptivos, correlaciones y test de raíces unitarias, este último contraste a través de los test de Dickey-Fuller (ADF) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), con los cuales ponemos de manifiesto las diferencias de estacionariedad entre nuestras variables (unas son estacionarias, mientras que otras son no estacionarias), lo que nos lleva a la aplicación de la metodología ARDL (*Autoregressive Distributed Lags*, esto es, modelo Autorregresivo de Retardos Distribuidos), pues es la metodología de cointegración en la que tienen cabida esta combinación de variables  $I(0)$  e  $I(1)$  pero no  $I(2)$ .

Con este modelo podemos conocer la influencia a largo plazo de la incertidumbre en las cotizaciones del IBEX. Además, nos permite determinar, por una parte, la dirección de la causalidad de las variables, confirmando nuestra hipótesis sobre la relación entre el regresando (el índice bursátil) y los regresores (las variables de control y de incertidumbre), y, por otra parte, la dinámica temporal, considerando la posibilidad de existencia de retardos en los efectos de dichas variables. Además, la aplicación del método ARDL no sólo permite el análisis de la relación a largo plazo entre las variables, sino que también se puede establecer la relación de las mismas a corto plazo mediante el denominado Modelo de Corrección de Error, con lo cual podemos comprobar si existen diferencias significativas en la naturaleza de las relaciones a largo y corto plazo.

En el capítulo 4, con el objeto de verificar hasta que punto son generalizables los resultados obtenidos para el caso español, se aborda la relación entre la incertidumbre y el comportamiento de los índices bursátiles para un conjunto de países que serían representativos de las distintas áreas económicas que se distinguen a nivel mundial. Este ejercicio nos permite, mediante la aplicación de un enfoque de panel, determinar si la incertidumbre desempeña el mismo papel en las distintas economías nacionales consideradas o si, por el contrario, existen diferencias significativas entre ellas. En este panel la incertidumbre se tiene en cuenta, por una parte, como una variable específica para cada país (para considerar el impacto de situaciones particulares nacionales) o de cada área geográfica (en el ámbito de política económica), y, por otra parte, como una serie de indicadores

globales que puedan influir en las cotizaciones de los índices bursátiles analizados (en el ámbito de los mercados financieros y el geopolítico).

La motivación para utilizar datos de panel es doble: por un lado, la estimación de parámetros sin sesgo, o lo que es lo mismo, eliminar el efecto de la heterogeneidad inobservable entre las unidades de sección cruzada (*cross-section*), es decir, los países; y, por otro, distinguir los efectos permanentes de los efectos transitorios en las variaciones de la variable dependiente. En cuanto a la aplicación de modelos de panel nos centraremos en los modelos estáticos, a través de los enfoques de efectos fijos y efectos aleatorios, los cuales se estimarán partiendo del modelo MCO combinado. Además, como paso preliminar a la aplicación del análisis de panel, se realiza un estudio mediante análisis clúster y ANOVA del comportamiento de la incertidumbre de política económica a nivel mundial con el fin de conocer el grado de similitud entre países y ver si es consistente en bloques de países.

Para profundizar en el conocimiento de la relación existente entre las cotizaciones del IBEX 35 y la incertidumbre, en el capítulo 5 se estudian de forma pormenorizada todos los aspectos económicos que pudieran tener relevancia en las cotizaciones bursátiles españolas, realizando análisis de estadística descriptiva, correlaciones, descomposición de indicadores (tendencia, ciclo y estacionariedad) y análisis econométrico de las series de tiempo, esclareciendo la existencia de cointegración, efectos ARCH y aplicando la metodología GARCH (*Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity*).

La relevancia de este capítulo se debe, por una parte, a que con este tipo de modelos podemos estimar la varianza condicional o volatilidad en función del cuadrado de los errores rezagados un periodo y de la varianza condicional del periodo anterior. Al estimarse a través de procesos autorregresivos generalizados con heteroscedasticidad condicional, podemos decir que son modelos que suponen que la varianza cambia a través del tiempo. Esta cuestión resulta crucial a la hora de utilizar esta metodología, pues nos lleva a tener un modelo de relación directa mucho más preciso. En la aplicación de los modelos GARCH el objetivo central es facilitar la identificación de la volatilidad de las variables económicas y,

de esta manera, formular modelos más acordes a la realidad. Este análisis se realiza con el mismo trío de variables de incertidumbre considerados en los capítulos anteriores, pero con la particularidad de que se tienen en cuenta dos tipos de incertidumbre de política económica (nacional y global), de modo que se estiman dos modelos diferentes para comparar los efectos que puedan tener cada una de ellas en las cotizaciones del IBEX 35. La aplicación de este tipo de metodología nos permitirá avanzar en el aislamiento del impacto de la incertidumbre del de otros factores que también influyen en el comportamiento de los índices bursátiles.

Finalmente, se cierra la tesis con una síntesis de las principales conclusiones de carácter general y se apuntan algunas de las implicaciones para la política económica y para la toma de decisiones en general, que se derivan de esta investigación.



# Capítulo 1. Marco teórico

## 1.1. Introducción

El objetivo de este capítulo es realizar una revisión pormenorizada de la literatura sobre la relación existente entre los mercados bursátiles y la incertidumbre. Para ello, se parte de una serie de trabajos pioneros que abordan el vínculo que hay entre la economía y las finanzas y cuyos análisis ponen de manifiesto la influencia de los factores macroeconómicos sobre las cotizaciones de los índices bursátiles representativos de cada país.

Teniendo en cuenta este enfoque de modelos de relación directa de indicadores macroeconómicos en los mercados bursátiles, y debido a la gran influencia de la inestabilidad global, se hace necesaria la inclusión en los estudios de distintos factores externos que inciden en los rendimientos bursátiles. Estos factores tienen una estrecha relación con las decisiones tomadas por los *policymakers* y la volatilidad existente en los mercados.

Partiendo de la conexión existente entre el sector económico y el financiero, se debe mencionar que han surgido diferentes modelos que buscan relacionar estos ámbitos. Para ello, en la sección 2 se abordan las consideraciones básicas de la hipótesis de mercados eficientes (HME) (Fama, 1965 y 1970), de la cual se parte hasta desarrollar modelos de valoración de activos financieros, los cuales, a su vez, darán paso a la modelización paramétrica con una selección de indicadores a priori utilizados para relacionar variables, normalmente macroeconómicas, con los mercados de capitales a través de diversas metodologías.

La hipótesis del mercado eficiente defiende que los precios de los mercados de valores incorporan plena y racionalmente toda la información relevante, es decir, supone la no existencia de incertidumbre en los mercados. Sin embargo, como podemos intuir, esto no ocurre en la práctica, pues hay una relación dinámica entre el mercado de valores y la actividad económica, lo que da paso al desarrollo de las teorías de fijación de precios de los activos.

Como origen de estos modelos, en la sección 3 se desarrolla, el *Capital Asset Pricing Model*, comúnmente conocido como modelo CAPM (Sharpe, 1964), del cual se derivan posteriormente los modelos multifactoriales de valoración de activos, que se basan en la Teoría de Valoración por Arbitraje (Ross, 1976), comúnmente conocida como APT (*Arbitrage Pricing Theory*). Dichos modelos se abordan en la sección 4 y a su vez abren paso a los modelos de relación directa, donde se tienen en cuenta una selección previa de variables macroeconómicas de diversa índole. A partir del desarrollo de los modelos comentados, en la sección 5 se pretende poner de manifiesto la relación existente entre los mercados bursátiles y las variables macroeconómicas a través de la aplicación de diversas técnicas estadísticas y econométricas.

Finalmente, dentro de esta sección sobre el desarrollo de nuevas metodologías de aplicación, profundizaremos en la inclusión de los factores externos de incertidumbre que influyen en las cotizaciones bursátiles. Concretamente, analizaremos el concepto de incertidumbre como indicador exógeno que influye en las rentabilidades bursátiles a través de tres ámbitos: el de política económica, el de geopolítica y el de volatilidad de los mercados. Con todo ello, se aborda la

revisión exhaustiva de la literatura de cara a las investigaciones plasmadas en los siguientes capítulos.

## 1.2. Hipótesis del Mercado Eficiente (HME o EMH)

La idea básica que subyace a la HME desarrollada por Fama (1965 y 1970) es que los precios de los activos reflejan toda la información disponible, de modo que no pueden producirse beneficios anormales independientemente de las estrategias de inversión utilizadas, es decir, supone la no existencia de incertidumbre en el mercado. Esta HME puede explicarse mediante la siguiente ecuación:

$$\Omega_t^* = \Omega_t$$

Donde  $\Omega_t^*$  representa un conjunto de información relevante disponible para los inversores y  $\Omega_t$  representa el conjunto de información utilizada para fijar el precio de los activos, ambos en el momento  $t$ .

La equivalencia de estos dos lados de la ecuación implica que la HME es cierta y que el mercado es eficiente. Fama (1970) hizo la distinción entre tres formas de eficiencia del mercado basadas en el nivel de información utilizado por el mercado: la forma débil (*weak form*), la forma semi-fuerte (*semi-strong form*) y la forma fuerte (*strong form*) de eficiencia del mercado.

Adentrándonos en esta tipología, en primer lugar, la forma débil de la HME supone que los precios de los activos incorporarían toda la información relevante del pasado, es decir, los datos anteriores de los precios de los activos, los dividendos de los valores y el volumen de negociación. Realmente, conocer el comportamiento pasado de los precios de las acciones no proporcionaría ninguna indicación de los precios futuros de las acciones; en otras palabras, la HME sostiene que los precios de los activos evolucionan de forma aleatoria, por lo que no podrían predecirse y los inversores no pueden vencer al mercado. Sin embargo, actualmente lo cierto es que existen múltiples modelos de predicción utilizando la información pasada de los propios activos, pues las series temporales suelen repetir parámetros a lo largo del tiempo (Chen *et al.*, 1986; Kim, 2003).

En segundo lugar, la forma semi-fuerte de la HME afirma que los precios actuales de los activos reflejarían, además de la información pasada, toda la información pública disponible, la cual incluye datos relacionados con los resultados de la empresa, las expectativas sobre los factores macroeconómicos y cualquier otra cuestión que pueda resultar relevante. Este supuesto resulta más acorde a la realidad, pues las cotizaciones de los activos suelen verse afectadas por factores externos.

Por último, la forma fuerte de la HME requiere que los precios de los activos incorporen, además de la información proveniente del pasado y la información pública, información privada relacionada con los activos de una empresa específica. Esta interpretación nos sigue indicando la existencia de diferentes factores que afectan a los precios de los activos financieros.

Vistas las implicaciones teóricas de la HME, debemos de tener presente que, desde la perspectiva de un inversor, los participantes en el mercado de valores no deberían ser capaces de generar un beneficio anormal, independientemente del nivel de información que posean, pues bajo la hipótesis de mercados de capitales perfectos, los inversores no pueden batir al mercado de forma consistente. Esto es coherente con la idea financiera de que el precio máximo que los inversores están dispuestos a pagar es el valor actual de los flujos de caja futuros, el cual suele evaluarse mediante un tipo de descuento que representa el grado de incertidumbre asociado a la inversión teniendo en cuenta toda la información relevante disponible.

Desde el punto de vista económico, un mercado de valores eficiente ayudará a la asignación óptima de los recursos, ya que desde el punto de vista de la HME la volatilidad de los precios de los activos refleja fielmente los fundamentos económicos subyacentes. En esta línea, buscando incorporar sucesos que puedan influir en la HME, Levich (2001) sostiene que las intervenciones de los responsables políticos pueden perturbar el mercado y hacer que sea ineficiente, por lo que, en la literatura, las tres formas de la HME suelen utilizarse como directrices y no como hechos estrictos (Fama, 1991). Además, la mayoría de los estudios empíricos han examinado la HME en sus formas débil o semi-fuerte, en parte porque la forma

fuerte es difícil de medir debido al alto coste asociado a la adquisición de información privada (Timmermann y Granger, 2004).

Una vez sabido que la volatilidad de las cotizaciones de los precios de los activos refleja los fundamentos económicos subyacentes, y entendiendo que no se dispone de toda la información a la hora de realizar un análisis financiero, surgen las teorías de valoración de activos donde se tienen en cuenta los riesgos asociados. Tanto el modelo CAPM de Sharpe (1964) como el modelo APT de Ross (1976) son formas de relación entre el ámbito económico y financiero; mientras que el CAPM sugiere que los precios de los activos o los rendimientos esperados son impulsados por un único factor común, el APT defiende que son inducidos por múltiples factores macroeconómicos. A continuación, profundizaremos en ello.

### **1.3. Modelo de Valoración de Activos Financieros (CAPM)**

El modelo CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) viene de la mano de trabajos pioneros de Sharpe (1964) y Lintner (1965). A pesar de haber sido creado en los años sesenta, sigue siendo de aplicación actual ya que se ha ido adaptando a lo largo del tiempo para recoger diferentes aspectos del cambiante mundo financiero.

Es un modelo de valoración de activos que depende de la varianza media de la cartera. En su forma básica refleja cómo la rentabilidad esperada de un activo varía en función de, por un lado, las rentabilidades esperadas tanto del mercado como del título sin riesgo, y, por otro lado, el riesgo sistemático del activo. Si esto es así, al estar en equilibrio todos los activos deben ajustar su valor para ofrecer la rentabilidad que les corresponde y, por tanto, los inversores podrán detectar en cada momento la existencia de activos sobrevalorados o infravalorados.

Sharpe (1963), basándose en el modelo de Markowitz (1952), propone el modelo diagonal, más operativo, el cual parte de una hipótesis simplificadora: “las relaciones entre las rentabilidades de los diferentes títulos se deben únicamente a la relación que todos tienen con un índice de mercado”. Además, supone la existencia de una relación lineal entre la rentabilidad de cada título y el citado

índice. Este modelo, de aplicación por parte de inversores en los mercados de capitales, se basa en los siguientes supuestos (Fabozzi *et al.*, 2006):

- i. Los inversores hacen su elección en base al riesgo (desviación típica) y al rendimiento medio (valor esperado de la rentabilidad de la cartera).
- ii. Los inversores son racionales y con aversión al riesgo.
- iii. Los inversores tienen el mismo horizonte temporal.
- iv. La información es libre y disponible de forma simultánea por parte de los inversores, que la interpretan de igual manera, lo que da lugar a expectativas homogéneas de riesgos y rendimientos.
- v. Existe un activo sin riesgo, donde los inversores pueden prestar y pedir prestado de forma ilimitada a cierta tasa.
- vi. Los mercados son competitivos, así hay sustitutos perfectos para cada bien o valor, con infinidad de compradores y vendedores que acceden al mercado en idénticas condiciones.
- vii. Se produce en un mercado sin fricción, no existen impuestos, costes de transacción, restricciones para vender en posición corta u otras imposiciones en el mercado.
- viii. La cantidad de activos es fija, con todos los activos se puede comerciar y son divisibles.
- ix. El mercado de capitales es eficiente, perfecto y sin fricciones.

La fórmula por la que se rige el modelo CAPM es la siguiente:

$$E(r_i) = r_f + \beta[E(r_m) - r_f]$$

Donde  $E(r_i)$  es la tasa de rentabilidad esperada del activo,  $r_f$  es la rentabilidad del activo sin riesgo,  $\beta$  es la medida de sensibilidad del activo respecto a su *benchmark* y  $E(r_m)$  es la tasa de rentabilidad esperada del mercado en el que cotiza el activo que tenemos en cuenta.

Debe tenerse en cuenta que de la rentabilidad esperada del mercado menos la rentabilidad del activo sin riesgo obtenemos el cálculo del riesgo asociado al mercado en el que cotiza el activo; además la diferencia de la rentabilidad del

propio activo con respecto a la rentabilidad del activo sin riesgo corresponde al riesgo asociado al activo en concreto.

Se debe señalar que el modelo de mercado tiene en cuenta, por un lado, el riesgo del título en cuestión y, por otro lado, el riesgo sistemático y el riesgo diversificable. Por una parte, existen riesgos con poca relación con la marcha general de la economía y con mayor riesgo específico de la empresa que cotiza sus títulos, como pueden ser los resultados (beneficios o pérdidas) de dicha empresa, pues en gran medida el éxito o fracaso de su actividad se verá reflejado en los precios de sus títulos. Este riesgo, que se define como no sistemático, se puede mitigar en gran medida con estrategias óptimas de inversión diversificada.

Por otra parte, también debemos tener presente que las cotizaciones de la mayoría de los títulos varían según la etapa del ciclo económico en el cual nos encontremos, pues cuando la economía va bien las rentabilidades serán altas y viceversa, es decir, una economía boyante hace que las acciones de la mayoría de las empresas vayan bien y al contrario (Gómez-Bezares, 2016). Por ello, debemos hablar del riesgo sistemático, que es el que tiene su origen de forma exógena, pues es un riesgo no diversificable inherente al propio mercado por la incertidumbre de este y que afecta en menor o mayor medida a todos los activos existentes en la economía.

Cada título que se analice puede tener una proporción de cada riesgo diferente, aportándole una distinción; así se podrá complementar con otros títulos que no estén correlacionados para formar una cartera diversificada con un menor riesgo. Con todo ello, parece lógico pensar que el inversor querrá una rentabilidad acorde con el riesgo que asume, es decir, a mayor riesgo espera una mayor rentabilidad.

La incertidumbre, como concepto, ha sido un factor relevante pero pocas veces tenido en cuenta en los análisis ante la dificultad de intentar cuantificarlo. El modelo CAPM apunta a que los títulos deben rendir en función de su riesgo sistemático, pues deberán tener una rentabilidad esperada igual al rendimiento del título sin riesgo, más una prima por riesgo, la cual viene dada por la prima del mercado (rentabilidad esperada del conjunto de títulos con riesgo menos

rentabilidad sin riesgo) y por la cantidad de riesgo sistemático. Es decir, el modelo CAPM nos está indicando, por una parte, que cada título tiene una cantidad de riesgo sistemático que hay que remunerar y, por otra parte, una porción de riesgo diversificable que no se remunera por su propia naturaleza.

Teniendo en cuenta esta cuestión, debería preocupar al inversor lo que propicia este riesgo sistemático de cara a la obtención de una mayor rentabilidad. Esta cuestión va más allá del cálculo del valor de las acciones, pues aborda la incertidumbre global existente en la actualidad.

#### **1.4. Teoría de Valoración por Arbitraje (APT)**

La Teoría de Valoración por Arbitraje o APT (*Arbitrage Pricing Theory*), fue formulada por Ross (1976) para subsanar algunas deficiencias del modelo CAPM. Por ello, propone nuevas hipótesis menos restrictivas con relación al modelo CAPM; estos supuestos son los siguientes:

- i. Los inversores se fijan en la rentabilidad y el riesgo, buscando maximizar beneficios con el menor riesgo posible.
- ii. Los inversores pueden prestar o pedir dinero prestado a una tasa libre de riesgo.
- iii. Los mercados son competitivos y sin fricción, es decir, no hay costes de transacción, impuestos o restricciones para las ventas en corto.
- iv. Existe acuerdo sobre cómo se forman los precios partiendo de un modelo de  $k$  factores.
- v. Hay suficientes activos en la economía como para poder aplicar la ley de los grandes números.

La fórmula por la que se rige el modelo APT es:

$$E(r_i) = r_f + \beta_{i1}F_1 + \beta_{i2}F_2 + \dots + \beta_{in}F_n$$

Donde  $E(r_i)$  es la rentabilidad esperada del activo  $i$ ,  $r_f$  es la rentabilidad esperada del activo libre de riesgo,  $\beta_{ik}$  es la sensibilidad del activo  $i$  con respecto al

factor  $k$  y  $F_k$  es el factor macroeconómico, el cual nos indicaría cuanta rentabilidad extra obtendríamos por cada unidad de riesgo que el activo  $i$  presenta.

A diferencia del modelo CAPM, el modelo APT tendría como ventajas la posibilidad de tener en cuenta diferentes factores de relevancia para el activo (por ello se dice que depende de múltiples factores), es teóricamente más sólido debido a que se basa en un sencillo modelo de arbitraje en el que se prescinde de problemas relacionados con las curvas de utilidad y además no necesita la medición de la cartera de mercado. Este mismo modelo fue aplicado por Roll y Ross (1980) donde obtienen un número óptimo de factores que debería tenerse en cuenta para tomar como variables en el modelo. Sin embargo, de forma contraria, Dhrymes *et al.* (1984), Harrington (1987) e incluso los propios Roll y Ross (1984) han llegado a la conclusión de que pueden existir otros factores que puedan resultar significativos.

También debemos tener presente que el modelo APT no especifica el número de factores macroeconómicos que los investigadores deben incluir en sus análisis. Por ejemplo, aunque Chen *et al.* (1986) examinaron el efecto de cuatro factores (la producción industrial, la inflación y los tipos de interés de renta fija y variable), sugirieron que el modelo APT no debería limitarse sólo a estos factores, lo que ha supuesto que las variables dependan del mercado de valores objeto de estudio.

Debemos señalar que el APT no es un modelo que desplace al modelo CAPM como técnica de toma de decisiones financieras: el modelo APT es utilizado más concretamente para la obtención de predicciones del impacto de variables macroeconómicas o microeconómicas y no tanto para una valoración de un activo financiero, para lo cual es más usado el modelo CAPM.

Aunque modelos como el CAPM y el APT son pioneros en los estudios de la relación entre la economía y las finanzas, una cuestión relevante a tener en cuenta es la existencia de otro tipo de factores que influyen en el comportamiento del mercado financiero, además de diferentes variables económicas que puedan incidir en los mercados bursátiles, pues el *trading*, el volumen de negociación, la volatilidad o la incertidumbre podrían afectar a las tendencias bursátiles.

### **1.5. Desarrollo de nuevas metodologías**

Partiendo de la problemática de los modelos anteriormente comentados en las secciones anteriores, en los que no se establece una selección de variables a priori, se desarrollan los modelos de relación directa, en los que se incluyen factores previamente establecidos a juicio de cada uno de los investigadores, con lo cual se pone de manifiesto en la mayoría de los casos la relación existente entre los índices bursátiles y diversas variables macroeconómicas, todo ello fundamentalmente a través de la aplicación de diversas técnicas estadísticas y econométricas, las cuales han dado lugar a resultados dispares.

Con los modelos de relación directa, se rompe con las especificaciones establecidas por la HME, en lo relativo a que los rendimientos bursátiles no pueden ser predichos, pues los factores externos que les afectan pueden actuar como factores de predicción del valor de los activos financieros (Chen *et al.*, 1986).

Por su parte, Shiller (2014) subraya la necesidad de inclusión de otro tipo de factores que inciden en la valoración de los activos financieros con el fin de crear modelos más acordes a la realidad que sirvan a la sociedad en general. Además, apunta que los patrones de comportamiento que se han observado en los precios de los activos son coherentes con una visión de la eficiencia del mercado como una verdad a medias y, al mismo tiempo, con una visión de la existencia de complejidades de comportamiento en estos mercados, por lo que deben ser abordadas con innovaciones y regulaciones financieras diseñadas adecuadamente.

En las últimas décadas, numerosos estudios han examinado las relaciones entre el comportamiento del mercado de valores y diversos indicadores macroeconómicos mediante múltiples metodologías. Este boom de análisis surge por la necesidad de los inversores de buscar respuestas sobre los factores que afectan a los rendimientos bursátiles, con el fin de tomar estrategias óptimas de inversión, normalmente tomando preferencia por mercados donde la situación económica sea buena y estable, pues los cambios en los precios de las acciones están vinculados a la situación no sólo de las empresas, sino del país y el entorno internacional.

Tomando como referencia el libro de Fabozzi, *et al.* (2006), debemos tener en cuenta que la valoración de los activos financieros no se debe quedar en estos supuestos, pues existe un amplio desarrollo de modelos para la optimización financiera, y hay que tomar en consideración el objetivo y la metodología a aplicar de cara a un análisis adecuado en las investigaciones. La búsqueda de la aplicación de un modelo específico debe abarcar el diseño, la estimación y la prueba financiera de cara a corroborar con evidencia empírica el análisis.

Desde la crisis financiera global de 2008 ha habido un incremento en la implementación de modelos financieros que buscan optimizar la gestión de carteras. Con el fin de obtener mayores beneficios y reducir costes, los diferentes agentes interesados en este ámbito han comenzado a prestar cada vez más atención a las técnicas cuantitativas.

Tres de los factores que inciden en este incremento en el interés por la aplicación de estas metodologías son: (i) el mayor uso de modelos predictivos que buscan realizar pronósticos de los rendimientos esperados, (ii) estos pronósticos se realizan cada vez a través de una mejor tecnología y (iii) debido a este mayor uso y a los avances tecnológicos (reducción de coste de aparatos tecnológicos, creación de ordenadores más potentes, implementación y accesibilidad de los software), se ha incrementado la robustez de los modelos empleados.

Dada la situación en la que nos encontramos, se hizo necesario manejar la incertidumbre desde los primeros modelos teóricos de valoración de activos de cara a la aplicación de modelos que se adecuen más a la realidad actual.

Comenzando por los trabajos relativos al análisis de cointegración, debemos tener en cuenta que parten de relaciones de equilibrio en la teoría económica, equilibrio que se caracterizaría por la ausencia de una inherente tendencia al cambio y de movimientos duraderos en las series temporales. Los análisis cointegrantes abarcan, dependiendo de la estacionariedad de las series, la aplicación de los modelos Engle-Granger, Gregory-Hansen y ARDL o Pesaran-Shin-Smith, este último de carácter dinámico.

Otro bloque de modelos que se aplican son los que toman en consideración el comportamiento de las varianzas de las series temporales, cuestión relevante en el análisis de variables financieras ya que los inversores buscan estudiar este componente de incertidumbre sobre un instrumento financiero para obtener un modelo de relación y/o predicción mucho más preciso y acorde a la realidad del mercado. De aquí parten los análisis VAR, ARCH, GARCH y sus numerosas variantes.

Por último, para determinar si existe una relación inherente independientemente de las diferentes economías, se suelen aplicar análisis de datos de panel (estáticos o dinámicos), que permiten estudiar el comportamiento conjunto de las series temporales y ver si tienen en su término de perturbación un efecto fijo (o permanente) o un efecto aleatorio a lo largo del tiempo.

- **Resumen de trabajos que abordan la relación economía-finanzas a través de diversos factores macroeconómicos e índices bursátiles**

Para esclarecer la relación entre la economía y las finanzas, teniendo en cuenta variables macroeconómicas e índices bursátiles, se lleva a cabo a continuación una clasificación temporal y por países de los trabajos más relevantes que establecen esta relación a través de cualquiera de las metodologías comentadas.

Los estudios pioneros fueron desarrollados en la década de los ochenta de la mano de diversos investigadores como Fama (1981 y 1990), Geske y Roll (1983), Chen *et al.* (1986), Keim y Stambaugh (1986), Anderson (1987), Kaul (1987) y Fama y French (1989) donde se desarrollan análisis centrados en el mercado bursátil de Estados Unidos teniendo en cuenta variables como la producción industrial, los tipos de interés, la oferta monetaria y la tasa de inflación. En Japón esta relación fue analizada en un inicio por Hamao (1988), y en Europa por Wasserfallen (1988), Beenstock y Chan (1988) y Asprem (1989).

En la década de los noventa el análisis de esta relación tuvo mayor fuerza, duplicándose el número de trabajos publicados, que se focalizaron en el mercado norteamericano con las investigaciones de Fama (1990), Schwert (1990), Shanken y Weinstein (1990), Bulmash y Trivoli (1991), Chen (1991), Cutler *et al.* (1991), Lee

(1992), Booth y Booth (1997), Lamont (1998), Hodrick *et al.* (1999) y Muradoglu *et al.* (1999). A la vista del interés de las investigaciones centradas en el mercado de los Estados Unidos, se realizaron trabajos para otros países con el fin de verificar si la relación existente sería la misma para otras economías, dando lugar a las investigaciones publicadas para el caso de Japón por Brown y Otsuki (1990) y Mukherjee y Naka (1995), de Canadá por Darrat (1990), de España por Araguas (1991), de Reino Unido por Priestley (1996), de Australia por Groenewold y Fraser (1997), de Malasia por Clare y Priestley (1998) e Ibrahim (1999), de la India por Naka *et al.* (1998), de Noruega por Gjerde y Saettem (1999), de Corea por Kwon y Shin (1999) y realizando comparaciones entre diferentes países de Norteamérica, Europa y Asia por Cheung y Ng (1998).

La aplicación de este análisis de la influencia de factores macroeconómicos en las cotizaciones de las bolsas de valores de referencia se fue extendiendo a multitud de países en la primera década de los años dos mil, aplicándose estos estudios a Singapur (Maysami y Koh, 2000), España (Ansotegui y Esteban, 2002), Grecia (Apergis y Eleftheriou, 2002 y Dritsaki, 2005), Malasia (Islam, 2003), Brasil (Tabak, 2006), Nueva Zelanda (Gan *et al.*, 2006), China (Liu y Shrestha, 2008), India (Agrawalla y Tuteja, 2008), Australia (Wang y Lim, 2010), Estados Unidos (Anari y Kolari, 2010; Anoruo y Braha, 2010), Kenia (Caporale y Gil-Alana, 2010), Pakistán (Ahmad *et al.*, 2010) y Turquía (Buyuksalvarci, 2010). Y empezaron a surgir trabajos con comparaciones entre distintos países tales como Malasia y Tailandia (Maysami y Sim, 2001a), Japón y Corea (Maysami y Sim, 2001b), Hong Kong y Singapur (Maysami y Sim, 2002), Alemania y Turquía (Altay, 2003), Japón y Estados Unidos (Humpe y Macmillan, 2009) y Estados Unidos y Francia (Aloy *et al.*, 2010). Además se añadieron más países en los estudios, tales como Alemania, Francia, Italia, Países Bajos, Reino Unido y Suiza (Nasseh y Strauss, 2000); Egipto, Kenia, Marruecos, Nigeria, Sudáfrica y Túnez (Alagidede y Panagotidis, 2011) y Alemania, Australia, Estados Unidos, Japón y Reino Unido (Madaleno y Pinho, 2014) comenzando así una nueva etapa de investigaciones en cuanto a la comparación de la relación entre las cotizaciones bursátiles y diversas variables macroeconómicas entre diferentes países alrededor del mundo.

A partir de la segunda década del siglo XXI hasta la actualidad, se realizan estudios para los casos de:

- Australia (Indriawan, 2020).
- Brasil (Adrangi *et al.*, 2011).
- Estados Unidos (Azar, 2015; Caldara *et al.*, 2016; Caporole y Gil-Alana, 2011; Corradi *et al.*, 2013; Kim y Ryoo, 2011;).
- Ghana (Addo y Sunzuoye, 2013; Asravor y Fonu, 2021; Frimpong, 2011; Ibrahim y Musah, 2014; Issahaku *et al.*, 2013; Kuwornu y Owusu-Nantwi, 2011).
- India (Dasgupta, 2012; Gopinathan y Durai, 2019; Nataraja *et al.*, 2015; Pal y Mittal, 2011).
- Irán (Nazarian *et al.*, 2014).
- Kenia (Balparda *et al.*, 2015; Chirchir, 2014; Kimani y Mutuku, 2013; Kirui *et al.*, 2014; Kisaka y Mwasaru, 2012; Ochieng y Adhiambo, 2012; Ouma y Muriu, 2014).
- Malasia (Ho, 2019).
- Namibia (Erita, 2014).
- Nigeria (Ada y Osahon, 2015; Amaefula y Asare, 2013).
- Pakistán (Akbar *et al.*, 2012; Gohar *et al.*, 2014; Jawaid y Anwar, 2012; Niaze *et al.*, 2011; Zia y Rahman, 2011).
- Sri Lanka (Amarasinghe, 2015).
- Turquía (Ozcan, 2012).
- Zimbabue (Kganyago y Gumbo, 2015).

Además se llevan a cabo comparaciones entre:

- Alemania, Austria, Bélgica, Canadá, Chequia, Corea, Dinamarca, Eslovaquia, España, Estados Unidos, Estonia, Finlandia, Francia, Grecia, Hungría, Irlanda, Islandia, Italia, Japón, Luxemburgo, Noruega, Países Bajos, Polonia, Portugal, Reino Unido y Suecia (Vu, 2015).
- Alemania, Austria, Bélgica, Chipre, Dinamarca, Eslovaquia, España, Finlandia, Grecia, Hungría, Irlanda, Italia, Letonia, Lituania, Luxemburgo,

Malta, Países Bajos, Polonia, Portugal, Reino Unido, República Checa y Suiza (Caporale y Gil-Alana, 2016).

- Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón y Reino Unido (Kiran, 2011).
- Botsuana, Egipto, Kenia, Marruecos, Mauricio, Namibia, Nigeria, Sudáfrica, Túnez y Zimbabue (Anoruo y Gil-Alana, 2011).
- Brasil, Corea, Filipinas, India, Indonesia, México, Polonia, Rusia, Singapur, Tailandia Taiwán y Turquía (Cakan y Ejara, 2013).
- Los BRICS (Brasil, Rusia, India, China y Sudáfrica) (Aye *et al.*, 2012).
- Canadá, Estados Unidos, Japón y Reino Unido, (Choudhry *et al.*, 2016).
- Indonesia, Malasia y Tailandia (Noor *et al.*, 2011).
- Kazakstán, Rusia y Ucrania (Razzaque y Olga, 2013).
- Países del sur de África (Ho, 2017).
- Zonas geográficas de Asia, Australia, Europa y Norteamérica (Yunus, 2012).

El repaso de la literatura existente acerca del impacto de variables macroeconómicas en los mercados bursátiles de referencia de diferentes países corrobora que existe una estrecha relación entre estos dos ámbitos.

Dada la falta de homogeneidad en cuanto a los resultados sobre las variables más importantes en esta relación objeto de estudio, la decisión de las variables que se incluirán en la tesis es, cuanto menos, un tema relevante, debido a que a lo largo de todos estos trabajos no hay un claro consenso en las variables seleccionadas y las metodologías aplicadas.

En primer lugar, se debe tener en cuenta que se observan discrepancias según las variables seleccionadas para estudiar ese ámbito concreto, así como la influencia que tienen, incluso en trabajos del mismo país, aunque si se da una destacable variedad de indicadores empleados repetidos en las investigaciones, tales como los de crecimiento económico, inflación, tipos de interés, oferta monetaria, tipo de cambio y precio del petróleo.

Y en segundo lugar, con respecto a las metodologías utilizadas, no existe un consenso en cuanto a cuál sería la mejor para su aplicación, pues dependiendo del

tipo de análisis y la hipótesis planteada, resultaría mejor la aplicación de una u otra, en función de los objetivos de la investigación que se quiera realizar en cada caso. Sin embargo, en la literatura existente, destaca la aplicación de técnicas econométricas, de las cuales las más utilizadas han sido los modelos de cointegración, los de datos de panel y los de varianza autorregresiva.

En cuanto a comparaciones sobre el mercado español y nuestras variables, encontramos pocos trabajos que han abordado este análisis. Comenzamos con el trabajo pionero de Ansotegui y Esteban (2002) quienes realizan un análisis de cointegración aplicando los contrastes de Johansen entre las cotizaciones en la Bolsa de Valores de Madrid y diversos indicadores macroeconómicos de la actividad real, la inflación y los tipos de interés, además de estudiar a través de un análisis de respuesta de impulso la relación a corto plazo. Por otra parte, Sevillano y Jareño (2017 y 2018) estudian la relación existente entre el índice de volatilidad VIX y el IBEX 35 llegando a la conclusión de que indicadores de incertidumbre norteamericanos afectarán a empresas españolas debido al impacto innegable de la globalización de los mercados de valores.

En cuanto a la conexión entre los rendimientos bursátiles y la incertidumbre, que se abordará a continuación, García *et al.* (2020) analizan a través de la aplicación de metodología MCO y MCG la relación que tiene la incertidumbre, medida a través de encuestas del CIS y otros indicadores, en las inversiones, concluyendo que produce una disminución en los precios del IBEX 35. Sánchez-Gabarre (2020) pone de manifiesto la influencia entre la incertidumbre de política económica (EPU) y la volatilidad existente en los mercados (VIX) sobre los rendimientos bursátiles del IBEX 35, además de realizar una comparación con Brasil (la cual se ve influenciada por la volatilidad global); este trabajo nos abre paso a la búsqueda de investigaciones que contemplan un trío de incertidumbre (ámbitos de política económica, volatilidad en los mercados y geopolítica) con el que se comparan con respecto a la rentabilidad bursátil entre las economías desarrolladas y en vías de desarrollo. Paule *et al.* (2021) llegan a la conclusión, a través de regresiones lineales simples, del efecto negativo de la incertidumbre en los mercados financieros europeos. Fameliti y Skintzi (2023) realizan un análisis de

predicción teniendo en cuenta este trío de incertidumbre para la rentabilidad bursátil de los países pertenecientes al G7. Cabe mencionar que existen otros trabajos que toman en consideración dicho trío de incertidumbre, para analizar el mercado de criptomonedas (Al-Yahyaee *et al.*, 2019), de materias primas (Hu *et al.*, 2020) y del petróleo (Dutta *et al.*, 2021).

Además, en las últimas décadas comienzan a introducirse nuevas variables que relacionan los mercados bursátiles con diferentes factores externos, aparte de las variables macroeconómicas. Uno de estos factores externos que resulta de relevancia en el análisis de las cotizaciones bursátiles es el de la incertidumbre, cuestión que nos lleva a analizar la literatura existente en cuanto a la relación entre la incertidumbre y los mercados bursátiles.

En este sentido, diversos trabajos analizan esta relación entre la incertidumbre y los rendimientos bursátiles a través de modelos de autorregresión vectorial (VAR) (Kang *et al.*, 2014; Kang *et al.*, 2017), correlación condicional dinámica o *Dynamic Conditional Correlation* (DCC) (Antonakakis *et al.*, 2013), regresión cuantílica o *Quantile Regression Approach* (Bekiros *et al.*, 2016), mínimos cuadrados generalizados factibles o *Feasible Generalized Least Squares* (FGLS) (Phan *et al.*, 2018), test de causalidad y pruebas de Granger (Ajmi *et al.*, 2015; López *et al.*, 2023), modelos autorregresivos (ARDL, NARDL o QARDL) (Batabyal y Killins, 2021; Javaheri *et al.*, 2022; Liang *et al.*, 2020; Ongan *et al.*, 2022; Syed y Kamal, 2022; Tran y Vo, 2023) y modelos centrados en las varianzas de las series tales como ARCH y GARCH y todas las variantes derivadas de ellas (Ghani *et al.*, 2022).

Resumiendo, en las últimas décadas numerosos estudios han examinado las relaciones entre el comportamiento del mercado de valores y diversas variables macroeconómicas, intentando determinar los factores que influyen en los precios o rendimientos de las acciones. Sin embargo, se deben tener presente los factores que están presentes en los precios de los activos de cara a la adopción de análisis óptimos sobre el mercado de valores.

## **1.6. Inclusión de factores externos: incertidumbre**

La incertidumbre existente en los mercados ha sido a menudo considerada como un factor que afecta al funcionamiento de la economía en su conjunto, pues existe una marcada tendencia a la inestabilidad financiera, lo que ha hecho que la globalización contemporánea sea un fenómeno muy determinado por la incertidumbre.

Partiendo de los estudios de Knight (1921) y Keynes (1937) vemos que el interés por la incertidumbre no es una cuestión nueva de estudio. Knight (1921) ya indicaba que la incertidumbre no debía relacionarse directamente con el término del riesgo, pues se debe limitar el concepto de incertidumbre a los casos de tipo no cuantitativo. Específicamente, la incertidumbre knightiana se refiere a la falta de información completa y la imposibilidad de calcular probabilidades precisas para eventos futuros, distinguiendo dos tipos de incertidumbre: el riesgo (el cual puede ser evaluado utilizando cálculos probabilísticos) y la incertidumbre propiamente dicha (la cual se caracteriza por la falta de información disponible y la imposibilidad de asignar probabilidades). Esto plantea unos desafíos únicos a la hora de tomar decisiones, pues los *policymakers* lidian con riesgos que tienen consecuencias desconocidas. Por su parte, Keynes (1921) en la teoría de la probabilidad introduce el concepto de conocimiento incierto (incertidumbre), concepto sobre el que quiere recalcar que no existe ninguna base científica para formar ninguna probabilidad calculable, simplemente se desconoce.

Otro análisis de incertidumbre de relevancia es el que aborda la paradoja de Ellsberg (1961), donde se plantea la aversión humana a la incertidumbre, pues en su investigación las personas muestran preferencias por las certezas incluso cuando la incertidumbre podría darle potencialmente una mayor recompensa, llegando a la conclusión de que los seres humanos tienden a buscar seguridad y evitar incertidumbre. Esta cuestión debe tenerse presente de cara a la aplicación de la teoría de la utilidad esperada, la cual es un modelo de elección racional utilizado el ámbito de las finanzas, donde los individuos toman decisiones con resultados inciertos, bajo el supuesto de incertidumbre.

Además, otro concepto reciente es el de “incertidumbre radical” propuesto por Kay y King (2020), aplicando la noción de incertidumbre al reconocer la complejidad inherente en los sistemas y la imposibilidad de cuantificar y predecir los resultados. Es decir, parten de las situaciones en las que tenemos en cuenta lo que sabemos, lo que no sabemos y lo que no sabemos que no sabemos, que es lo que finalmente determinan como incertidumbre radical. En contraste con enfoques que se basan en procedimientos probabilísticos, la incertidumbre radical enfatiza el juicio, las dinámicas subyacentes y la narrativa. Reconoce que los sistemas del mundo real están sujetos a incertidumbres, los parámetros y las estructuras subyacentes son inciertos y muy difíciles de cuantificar.

En la mayoría de las decisiones económicas que involucran situaciones futuras se hace difícil el cálculo de la probabilidad de cada circunstancia, del tipo de eventos que podríamos enfrentar y, además, de la realidad que nos confronta permanentemente con eventuales “cisnes negros” (Taleb, 2011). Siguiendo en la línea de Kay y King (2020), no es necesario anular el análisis probabilístico para los casos de incertidumbre, solo aplicarlo mejor según las circunstancias dadas, pues necesitamos mecanismos de ayuda para la toma de decisiones óptimas. Por tanto, estos autores indican que cuantificar la incertidumbre es una técnica válida que puede contribuir al entendimiento de la situación por expertos que analicen la incertidumbre que afecta a los agentes económicos.

Esto nos lleva a reflexionar sobre cómo abordar y entender la incertidumbre en general, pues reconocemos que existen límites a nuestra capacidad de predicción y a cuantificar dicha incertidumbre. Por ello, debemos considerar, tal y como apunta Shiller (2014), enfoques más allá de los probabilísticos, como pueden ser el contexto histórico, el uso de las dinámicas socioeconómicas y tecnológicas, como factores que desempeñan un papel fundamental en la comprensión y la gestión de la incertidumbre.

Los trabajos teóricos sobre este tema se remontan al menos a Hartman (1972), Abel (1983) y Bernanke (1983), quienes señalan que una mayor incertidumbre incentiva a las empresas a retrasar la inversión y la contratación cuando los

proyectos de inversión conllevan mayores gastos (Bachman *et al.*, 2013; Bloom, 2009 y 2014; Bloom *et al.*, 2014; Dixit y Pindyck, 1994).

Existen cada vez más estudios que destacan la influencia de la incertidumbre en diferentes ámbitos. Varios indican que las empresas aplican políticas más conservadoras en épocas de mayor incertidumbre en donde se incrementa el coste del capital (Çolak *et al.*, 2017; Jens, 2017; Kelly *et al.*, 2016; Pastor y Veronesi, 2012). Por lo tanto, las empresas gastarían menos capital (Gulen y Ion, 2015), realizarían menos actividades de fusiones y adquisiciones (Bonaime *et al.*, 2018; Nguyen y Phan, 2017), aplicarían políticas de pago más conservadoras (Panousi y Papanikolaou, 2012; Walkup, 2016) y mantendrían más efectivo (Demir y Ersan, 2017; Im *et al.*, 2017; Phan *et al.*, 2019). Sin embargo, estas relaciones tendrían un efecto asimétrico (Gupta *et al.*, 2019; Hassan *et al.*, 2018; Istiak y Alam, 2020). Una vez que la incertidumbre se desvanece, las empresas aumentan la contratación y la inversión para satisfacer la demanda acumulada.

Otras razones del efecto depresivo de la incertidumbre es la retracción del consumo de los hogares por precaución debido a la presión al alza sobre el coste de financiación (Gilchrist *et al.*, 2014; Pastor y Veronesi, 2013) y la aversión al riesgo de los directivos (Panousi y Papanikolaou, 2012).

Para esclarecer los ámbitos de incertidumbre que tendremos en cuenta para relacionarlos con los mercados bursátiles, a continuación, se aborda el trío de incertidumbre que estará presente a lo largo de la tesis doctoral, estas perspectivas son desde el punto de vista de política económica, geopolítica y volatilidad financiera.

### **1.6.1. Política económica**

Por incertidumbre de política económica entendemos la imprevisibilidad existente derivada de la toma de decisiones por los responsables políticos de las políticas fiscales, reguladoras y monetarias, que en última instancia influye en los mercados (Brogaard y Detzel, 2015; Chen y Chiang, 2022). Dicha incertidumbre, considera, por una parte, la incertidumbre desde la perspectiva económica y, por

otra, la incertidumbre política. La incertidumbre económica viene definida por los cambios inesperados en las políticas fiscales, monetarias u otras políticas gubernamentales que afectan a los agentes económicos. La incertidumbre política se refiere al riesgo económico asociado a la indefinición de las futuras políticas gubernamentales y los marcos normativos. Dicho fenómeno aumentaría el riesgo de que tanto las empresas como los particulares retrasen sus gastos e inversiones debido a la incertidumbre del mercado.

Una vez definido el concepto propio de incertidumbre de política económica, debemos tener en cuenta que resultará crucial su evaluación, medición y seguimiento para determinar diversas decisiones financieras. Para analizar con más detalle este ámbito, a continuación se pondrá de manifiesto la literatura existente sobre estudios que tienen en cuenta la política económica como factor clave para medir este tipo de incertidumbre.

En este sentido, encontramos en primer lugar trabajos como los de Friedman (1968), Rodrik (1991), Higgs (1997) y Hassett y Metcalf (1999), quienes consideran diversos efectos económicos perjudiciales derivados de situaciones de incertidumbre de políticas monetarias, fiscales y regulatorias.

Más recientemente, Born y Pfeifer (2014) y Fernández-Villaverde *et al.* (2015) estudian la incertidumbre de las políticas, encontrando efectos moderadamente negativos; mientras que Pastor y Veronesi (2012 y 2013) modelan los vínculos teóricos entre las fluctuaciones, la incertidumbre de las políticas y la volatilidad del mercado de valores, conclusiones a las que llegan también investigadores como Durnev (2010), Giavazzi y McMahon (2012), Julio y Yook (2012), Handley y Limão (2015), Gulen y Ion (2016) y Kojien *et al.* (2016).

Baker *et al.* (2016) apuntan que a raíz de la crisis financiera mundial de 2008 y de las crecientes disputas políticas partidistas en Estados Unidos, existe una creciente preocupación por las políticas inciertas relacionadas principalmente con las políticas económicas y las decisiones financieras, debido a la no certeza de las empresas y los hogares respecto al futuro de las decisiones de los gobiernos sobre el gasto, los impuestos y las políticas monetarias. Además, parece que la incertidumbre de política económica retrasó especialmente la posibilidad de

recuperación de la recesión, ya que las empresas y los hogares pospusieron sus decisiones de consumo e inversión.

Como se ha señalado, la incertidumbre tiene un impacto crucial en el gasto y las inversiones de los gobiernos, las empresas y los hogares, lo cual motiva a muchos investigadores a identificar medidas de incertidumbre, especialmente en relación con la vinculada a las políticas económicas, lo que ha dado lugar a la creación de varios indicadores de incertidumbre. El objetivo de estos indicadores sería evaluar, controlar y captar las tendencias e influencias provocadas por la toma de decisiones en las políticas y regulaciones gubernamentales. Al-Thaqeb y Algharabali (2019) realizan un análisis de la literatura más relevante hasta ese momento.

Así, por ejemplo, Boutchkova, *et al.* (2012) destacan que la exposición a la inestabilidad gubernamental puede conducir a una menor libertad y flexibilidad, así como a una posible disminución de la eficiencia de las empresas. Brogaard y Detzel (2015) sostienen la importancia de añadir el factor de la incertidumbre de política económica para predecir los rendimientos futuros en el mercado financiero.

Además, existe otro tipo de trabajos que analizan la influencia que tiene la incertidumbre de política económica en los rendimientos de las acciones de empresas específicas, como son las empresas vinculadas al petróleo (Oyewole *et al.*, 2022), o compañías pertenecientes al sector del cobre (Maquieira *et al.*, 2023). Por su parte, Huang *et al.* (2023) realizan una investigación sobre la incertidumbre de política económica en diez países para ver la influencia que puedan tener en los rendimientos bursátiles de Estados Unidos.

Asimismo, Aye *et al.* (2018) muestran que la incertidumbre de política económica tiene cierto poder de predicción en el mercado bursátil. Sin embargo, los efectos de la incertidumbre de política económica dependen del país, del tipo de economía y del desarrollo y tamaño del mercado de valores (Christou *et al.*, 2017).

Concretamente, los resultados de las investigaciones muestran que la incertidumbre de política económica tiene una relación significativamente negativa

con respecto al mercado de valores (Ko y Lee, 2015). Sin embargo, el impacto de la incertidumbre es más débil dependiendo del país debido a las diferencias según el tipo de economía a analizar (Christou *et al.*, 2017; Li *et al.*, 2016).

Algunos autores indican que la incertidumbre de política económica tendría una mayor influencia en los mercados emergentes debido a las restricciones crediticias (Carriere-Swallow y Cespedes, 2013), aunque otros sostienen el resultado contrario, pues parecen ser más sensibles los países con mercados bursátiles más desarrollados (Das y Kumar, 2018; Sosa *et al.*, 2007). No obstante, hay acuerdo en que la incertidumbre puede tener un efecto contagio a otros países (Balcilar *et al.*, 2017).

En cuanto a otros ámbitos de análisis, se ha comprobado cómo la incertidumbre de política económica tiene una relación significativamente negativa no solo con el mercado de valores, sino también con los precios de los bonos, la producción y la inversión (Gilchrist *et al.*, 2014; Pastor y Veronesi, 2013). Por su parte, Li *et al.* (2015) utilizan datos del mercado norteamericano para determinar el efecto del índice EPU en las correlaciones entre los mercados de acciones y de bonos; Fang *et al.* (2017) muestran empíricamente su relación a largo plazo con los mercados de renta variable de Estados Unidos; Holmes y Maghrebi (2016) revelan que la EPU tiene una influencia negativa en los mercados de acciones y bonos de Estados Unidos, y además prueban que la volatilidad del mercado de valores conduce a tasas de desempleo más elevadas, lo que podríamos traducir en la que la incertidumbre política podría conducir indirectamente a menos puestos de trabajo en la economía.

Este efecto de la incertidumbre de política económica no se limitaría a los mercados de capitales, sino que también se aplicaría a las cotizaciones financieras del sector bancario, cuyos valores disminuyen con incrementos de la incertidumbre (He y Niu, 2018). Además, la incertidumbre de política económica tendría un impacto significativo en el crecimiento económico (Balcilar, Gupta y Segnon, 2016) y los rendimientos de las materias primas (Shahzad *et al.*, 2017). Del mismo modo, la incertidumbre en este ámbito tendría una relación positiva y significativa con los precios del petróleo a largo plazo (Balcilar *et al.*, 2017; Fang, Chen, Yu y Xiong,

2018). Asimismo, Balcilar, Gupta y Pierdzioch (2016) muestran que los cambios en las políticas futuras repercutirían en los precios del oro a corto plazo, igual que en el análisis de Fang, Chen, Yu y Qian (2018).

La incertidumbre de política económica viene dada por un entorno en el que las políticas gubernamentales y los marcos normativos y reguladores no están definidos de forma clara de cara al futuro. Este fenómeno puede llevar a las empresas y a los particulares a retrasar sus inversiones debido a la inseguridad existente en el mercado. La incertidumbre de política económica también perjudicaría los costes de financiación (Çolak *et al.*, 2017; Jens, 2017; Kelly *et al.*, 2016) pues tiene efectos significativos en las decisiones empresariales, específicamente en el coste del capital (Gulen e Ion, 2016), la reducción de número de empresas que salen a bolsa (Çolak *et al.*, 2017), la disminución de actividades de fusiones y adquisiciones (Bonaime *et al.*, 2018; Nguyen y Phan, 2017), la adopción de políticas de pago más conservadoras (Panousi y Papanikolaou, 2012; Walkup, 2016) y las mayores tenencias de efectivo (Demir y Ersan, 2017; Im *et al.*, 2017; Phan *et al.*, 2019).

Con ello, surge una línea de investigaciones que relacionan la incertidumbre de política económica con el desempleo (Caggiano *et al.*, 2017), crecimiento económico (Ren *et al.*, 2020), tipo de cambio (Bartsch, 2019; Ojeda-Joya y Romero, 2023; Zhao y Cui, 2021), liquidez (Al-Farooque *et al.*, 2023), sector inmobiliario (Christou *et al.*, 2017), demanda de dinero (Bahmani-Oskooee y Maki-Nayeri, 2020), mercados de deuda pública (Balcilar *et al.*, 2021), mercado de derechos de emisión de carbono (Liu *et al.*, 2023), volatilidad del mercado bursátil (Balcilar *et al.*, 2019; Ghani y Ghani, 2023; Li y Peng, 2017; Li, Zhang y Li, 2023; Liu y Zhang, 2015; Luo *et al.*, 2023; Ruan *et al.*, 2023; Thiem, 2020; Wu *et al.*, 2023), inflación, tipos de interés, primas de riesgo y rendimientos de las acciones (Pastor y Veronesi, 2012).

Centrándonos en los trabajos más recientes, vemos cómo se aplican estas investigaciones para países individuales tales como: Canadá (Batabyal y Killins, 2021); China (Chen y Chiang, 2022; Chen *et al.*, 2017; Lam y Zhang, 2014; Lei y Song, 2022; Li, Wan, *et al.*, 2023; Li y Zhong, 2020; Zhou y Jiang, 2020); Croacia (Skrinjaric

y Orlovic, 2019); Estados Unidos (Arouri *et al.*, 2016; Bekiros *et al.*, 2016; Brogaard y Detzel (2015); Caggiano *et al.*, 2020); India (Soni *et al.*, 2023) y Panamá (Sánchez-Gabarre *et al.*, 2023). Y por otro lado, existen estudios comparativos para los casos de: África (Asafo-Adjei *et al.*, 2020), Asia (Donadelli, 2015; Liang *et al.*, 2020; Rahman *et al.*, 2023), los BRICS (Aydin *et al.*, 2022; Hussain *et al.*, 2023; Nawaz *et al.*, 2023; Sum, 2012b), China e India (Li, Balcilar *et al.* 2016), China y Japón (Sum, 2012a), Estados Unidos, países europeos y China (Chien *et al.*, 2021), 9 países representativos (Wu *et al.*, 2016), 14 países (desarrollados y no desarrollados) (Sosa *et al.*, 2007), 16 países de todo el mundo (Phan *et al.*, 2018), países del GCC (Alqahtani y Martinez, 2020; Saeed, 2020), países del G7 (Chiang, 2019; Kundu y Paul, 2022; Nusair y Al-Khasawneh, 2023) y países islámicos (Aslam *et al.*, 2023).

Dentro de esta línea, en esta tesis doctoral nos centramos en la relación entre la incertidumbre de política económica con los mercados bursátiles, relación respecto a la cual numerosos autores ponen de relieve que la incertidumbre es un factor externo que afecta de forma negativa en las bolsas de valores (Baker *et al.*, 2016; Balcilar *et al.*, 2019; Ghani *et al.*, 2022; Li *et al.*, 2019; Li *et al.*, 2020; Li *et al.*, 2022; Liu *et al.*, 2017; ).

### **1.6.2. Volatilidad financiera**

La volatilidad es considerada como una medida de inestabilidad de los precios en los mercados financieros, que cuantifica la dispersión de los rendimientos de un activo determinado, lo cual se ha considerado durante mucho tiempo como un indicador de riesgo (Markowitz, 1959), pues cuanto más alta es la volatilidad, más incertidumbre existe sobre dicho activo; por ello, ha sido un concepto clave en la teoría financiera moderna.

Los trabajos pioneros que relacionan la volatilidad con el mercado bursátil se remontan a las investigaciones de Black y Scholes (1973) y Merton (1973), quienes construyen un modelo de fijación de precios de opciones que permite valorar la volatilidad de los precios de los activos que esperan los participantes en el mercado de opciones y del mercado del subyacente.

Los mercados financieros han sido claves durante décadas a la hora de estudiar las causas y consecuencias del riesgo y la incertidumbre en el comportamiento de los componentes del sector financiero, la fijación de precios de los activos y la política monetaria.

La influencia de la incertidumbre en los mercados financieros, medida mediante la volatilidad en los rendimientos de las acciones, ha sido un tema de estudio debido a la importancia de la variabilidad en las cotizaciones (Agarwal *et al.*, 2017; Kaeck, 2018) y la relevancia de dicho factor para explicar o predecir los rendimientos de los activos (Chen *et al.*, 2015; Hollstein y Prokopczuk, 2018). Además, el estudio de la influencia de la volatilidad surge por la necesidad de la toma de decisiones de inversión bajo situaciones de incertidumbre (Bernanke, 1983; Bloom, 2009; Bloom *et al.*, 2012).

La relevancia de la volatilidad como un factor que afecta a los precios en los mercados de valores ha llevado a investigadores y profesionales financieros a fijar su atención en su comportamiento (Ang *et al.*, 2009; Bakshi y Kapadia, 2003; Bollerslev *et al.*, 2009; Bollerslev *et al.*, 2011; Bu *et al.* 2019; Carr y Wu, 2009; Fu, 2009; Goyal y Santa-Clara, 2003; Malkiel y Xu, 2006; Mo y Wu, 2007; Qadan *et al.*, 2019).

La volatilidad ha experimentado importantes avances en la medición de su dinámica en los principales mercados bursátiles de los Estados Unidos, Europa y Asia, donde se ha demostrado que la volatilidad está relacionada con la liquidez y la eficiencia del mercado (Amihud y Mendelson, 1991; Brunnermeier y Pedersen, 2009; Shiller, 1981).

Dado el papel crucial de la volatilidad en el precio y el rendimiento de los activos y su naturaleza estocástica, ha habido una creciente bibliografía que estudia el efecto de la variación de la volatilidad en la predicción de los rendimientos de las acciones.

Basándose en el modelo CAPM, Merton (1973), Campbell (1993 y 1996) y Chen (2002) argumentan que un incremento en la volatilidad puede interpretarse como un empeoramiento del conjunto de oportunidades de inversión. Sin embargo,

Farago y Tédongap (2018) afirman que la aversión a la decepción de los inversores es pertinente para la teoría de los precios de los activos, y conjeturan que un empeoramiento del conjunto de oportunidades puede ser el resultado de una disminución del índice de mercado o de un aumento del índice de volatilidad.

Partiendo del supuesto de mercados eficientes parece que no tendría que haber ninguna interacción entre la volatilidad y los rendimientos bursátiles. No obstante, a través del modelo CAPM, la volatilidad total de los rendimientos del activo (la cual no puede explicarse por los rendimientos del mercado) se podría diversificar en un gran portafolio (Lintner, 1965; Sharpe, 1964). Ocurre lo mismo con la aplicación del modelo APT, pues parece que las investigaciones de Fama y MacBeth (1973) y Fama y French (1993) apuntan a que hay otro tipo de factores relevantes a la hora de explicar los rendimientos de un activo.

En lo que respecta a la volatilidad, desde la introducción del modelo CAPM, ha sido muy analizada la prima de riesgo del mercado, definida como la compensación requerida por los inversores para soportar dicho riesgo, lo que ha llevado a diversos autores a indicar la existencia de una prima relativa al riesgo por volatilidad, cuestión que pondría de relieve la importancia de la volatilidad en los mercados financieros (Arisoy *et al.*, 2007; Bakshi y Kapadia, 2003; Bollerslev *et al.*, 2011; Bollerslev *et al.*, 2009; Carr y Wu, 2009; Mo y Wu, 2007).

Ang, Chen y Sing (2006) y Chang *et al.* (2013) muestran que el riesgo de volatilidad (medido por los cambios en los índices de volatilidad) es un factor relevante a la hora de explicar los rendimientos. Esto nos lleva al conjunto de estudios donde se pone de manifiesto la asimetría de la volatilidad (Ang, Hodrick *et al.*, 2006; Bakshi y Kapadia, 2003; DeLisle *et al.*, 2011), especialmente mediante el uso de medidas de volatilidad orientadas al futuro.

Cabe mencionar la existencia de tipologías de volatilidad, pero en la que nos centraremos como indicador de incertidumbre es la volatilidad implícita, de la misma forma que nos basaremos en el mercado de derivados pues este mercado constituye una rica fuente para calibrar las expectativas de los participantes y utilizar la información prospectiva extraída de los mercados de opciones para

predecir la dinámica de los precios de los activos subyacentes, generándose la información implícita a partir de los precios del mercado de opciones (como la volatilidad implícita) o de las actividades de negociación (como el volumen de negociación).

Ha surgido un cuerpo de literatura particularmente amplio que se centra en el análisis de las asociaciones entre la volatilidad implícita y los rendimientos futuros y la volatilidad futura de los precios de los activos subyacentes, donde los resultados afirman la capacidad de predicción de la volatilidad implícita en las cotizaciones (Blair *et al.*, 2001; Busch *et al.*, 2011; Canina y Figlewski, 1993; Christensen y Prabhala, 1998; Jiang y Tian, 2005; Lamoureux y Lastrapes, 1993; Fernandez *et al.*, 2014; Poon y Granger, 2003; Shaikh, 2020).

Y, por otra parte, existe evidencia empírica que relaciona la información del mercado de opciones con el comportamiento de los precios futuros de los activos subyacentes. Esos estudios siguen el modelo teórico de Kyle (1985) sobre la existencia de un mercado informado y el de Easley *et al.* (1998) sobre las condiciones del mercado informado en el mercado de opciones. En ellos, se indicaría que el mercado de opciones revelaría abundante información acerca de las expectativas de los participantes en el mismo sobre la dinámica futura de los precios de los activos subyacentes.

Por otro lado, Engel y Frankel (1984), Pearce y Roley (1985), Santomero (1991), Cook y Korn (1991) y Kearney (1996) encuentran que los precios de las acciones responden a anuncios imprevistos que tienen valor para anticipar las medidas de política monetaria futuras. Ramchander *et al.* (2003) concluyen que los rendimientos del mercado son más volátiles en los días de anuncios relacionados con variables macroeconómicas, que en los días en que no hay anuncios. Además, Ederington y Lee (1996) muestran que los anuncios de empleo tienen la mayor repercusión en la volatilidad de los precios de los bonos, los futuros del tipo de cambio euro/dólar y las desviaciones estándar implícitas de las opciones sobre esos futuros norteamericanos, en comparación con otros anuncios macroeconómicos comúnmente comunicados y programados.

Una corriente de literatura mostró que las medidas de volatilidad prospectiva extraídas de las opciones superan a otras medidas – como la volatilidad histórica, la volatilidad ARCH y la volatilidad GARCH propuestas por Engle (1982) y Bollerslev (1986), la volatilidad estocástica analizada en Heston (1993) y la volatilidad calculada a partir de los datos de alta frecuencia propuestos por Andersen y Bollerslev (1998) y Andersen *et al.* (2003) – en la predicción de la volatilidad futura, que replicaron diversos autores (Blair *et al.*, 2001; Bu *et al.*, 2019; López *et al.*, 2023; Poon y Granger, 2005; Taylor *et al.*, 2010; Yu *et al.*, 2010), llegando a la conclusión de la relación negativa entre los rendimientos de las acciones y las sensibilidades a los cambios de la volatilidad del mercado (Ang *et al.*, 2006).

### 1.6.3. Geopolítica

El ámbito geopolítico debe su relevancia a que los empresarios, los participantes en el mercado y los bancos centrales consideran en los últimos años que es un determinante fundamental de los efectos económicos adversos (Carney, 2016). Partiendo de la relevancia que tiene para los inversores, quienes expresan su preocupación por las repercusiones económicas de los diversos conflictos militares y diplomáticos que se producen en todo el mundo, Caldara e Iacoviello (2022) demuestran que un shock negativo en el ámbito geopolítico induce descensos persistentes en la inversión, el empleo, la confianza de los consumidores y los rendimientos de los precios del mercado de valores.

Partiendo del propio concepto de geopolítica, podemos indicar que es el estudio de cómo la geografía afecta a la política y a las relaciones entre los Estados (Dijkink, 2009; Foster, 2006), aunque dicho concepto puede tomar consideraciones más complejas. Tal y como apunta Flint (2016), sería un término utilizado para describir la práctica de los Estados de controlar y competir por el territorio; por su parte, Caldara e Iacoviello (2019) incluyen tensiones políticas y luchas de poder que no implican actos de violencia ni competencia por territorios.

Tomando el riesgo geopolítico en esta tesis como las amenazas, realización y escalada de acontecimientos adversos asociados a guerras, terrorismo y cualquier

tensión entre los Estados o responsables políticos que afecten al curso pacífico de las relaciones internacionales, encontramos los trabajos de Dixit y Pindyck (1994), Bloom *et al.* (2007) e Ilut y Schneider (2014), quienes indican que los elevados niveles de incertidumbre en este ámbito provocan una disminución del empleo y la inversión, señalando que la disminución de los precios de las acciones es ligeramente mayor que la de la inversión, lo que sugiere que las primas de riesgo aumentan, aunque sólo de manera limitada.

Como hemos comentado, la importancia del riesgo geopolítico es debida a que puede afectar a las perspectivas económicas y, por consiguiente, debe ser objeto de seguimiento por parte de las empresas y las instituciones políticas de cara al mercado de valores. Gourio (2013) indica que las industrias más apalancadas podrían estar más expuestas, en igualdad de condiciones, al riesgo geopolítico. Por su parte, Carney (2016) incluye el riesgo geopolítico, junto con la economía y la incertidumbre política, en un “trío de incertidumbre”, pues estos tres ámbitos podrían tener importantes efectos económicos adversos. En los últimos años, el Banco Central Europeo -en el Boletín Económico-, el Fondo Monetario Internacional y el Banco Mundial -en las Perspectivas Económicas Mundiales- han destacado y supervisado sistemáticamente estos riesgos con arreglo a las perspectivas que plantean las incertidumbres geopolíticas.

En este contexto deben tenerse en cuenta dos supuestos de incertidumbre, las amenazas geopolíticas y los hechos que realmente se producen, las cuales deprimen los precios de los activos y la actividad económica porque provocan un aumento prolongado de la incertidumbre y envían señales sobre futuros acontecimientos adversos (Pastor y Varonesi, 2013). Las amenazas de acontecimientos adversos, por una parte, tienen grandes efectos económicos a nivel global mientras que el hecho de que se produzcan finalmente parece tener sólo consecuencias económicas modestas (Glick y Taylor, 2010; Ilut y Schneider, 2014; Kozlowski *et al*, 2018). Sin embargo, se debe tener en cuenta que el que se produzca un hecho en un determinado país conlleva grandes caídas en su actividad económica (Barro, 2006; Glick y Taylor, 2010).

La relación de este ámbito con los mercados bursátiles es analizada por Erb *et al.* (1996), quienes encuentran una relación entre el riesgo político, medido por la Guía Internacional de Riesgos de los Países, y los rendimientos de las acciones. Pantzalis *et al.* (2000) así como Li y Born (2006) encuentran un mercado de valores anormalmente alto en las semanas que preceden a las grandes elecciones, especialmente para aquellas caracterizadas por altos grados de incertidumbre pues parecen provocar tensiones. Brogaard y Detzel (2015) obtienen una relación positiva entre la prima de riesgo y su medida de incertidumbre basada en un escenario internacional. Santa-Clara y Valkanov (2003) relacionan la prima de riesgo con los ciclos políticos. Belo *et al.* (2013) vinculan las acciones de las empresas con el sector público. Bittlingmayer (1998), Voth (2003) y Boutchkova *et al.* (2012) encuentran una relación positiva entre la incertidumbre y la volatilidad de las acciones en una variedad de entornos.

Cabe mencionar que las crisis geopolíticas pueden captar el impulso primitivo que no captaría la incertidumbre de política económica, pues la incertidumbre derivada de la escalada de un conflicto y las crisis del petróleo asociados a las tensiones, son factores que deben tenerse en cuenta. Se podría pensar que un aumento de la incertidumbre de política económica y los precios del petróleo explicarían parte de la transmisión del riesgo geopolítico a la economía real, pero realmente las crisis geopolíticas no son simplemente una mezcla entre ellas. Por consiguiente, los riesgos geopolíticos contienen información adicional independiente para predecir la actividad económica (Cendant Corporation, 2005; Deere Company, 2014).



## Capítulo 2. Indicadores bursátiles y de incertidumbre

### 2.1. Introducción

Este capítulo se centra en la explicación pormenorizada de los indicadores bursátiles y de incertidumbre que utilizaremos a lo largo de la tesis doctoral para abordar la relación existente entre la incertidumbre y las bolsas de valores.

Los indicadores económicos, al conformar las herramientas básicas para el análisis de la coyuntura económica, deben inicialmente conocerse en su más sencillo cálculo, con el fin de distinguir los diferentes activos económicos y los productos (bienes y servicios) que con ellos se obtienen en la producción. Para iniciar este capítulo, debemos tener en cuenta que nos referimos a un índice como una expresión numérica de la relación entre diferentes cantidades. Antes de entrar en materia sobre los ámbitos de análisis y ante el panorama de globalización internacional y gran número de mercados, resulta importante mencionar la existencia de diferentes tipologías de índices.

Partiendo, por una parte, de los indicadores bursátiles de los que nos ocupamos en este capítulo, debemos tener en cuenta que un índice bursátil es un indicador que mide la evolución de los valores cotizados en una bolsa de valores. Estos índices suelen estar vinculados a un país, muestran las oscilaciones de un mercado general de una determinada nación y resultan un referente en cuanto a la economía y las finanzas nacionales.

Por otra parte, los indicadores de incertidumbre tienen cabida en la tipología de índices que no tienen por qué estar compuesto por acciones ni cuentas económicas pero que igualmente resultan relevantes para los mercados financieros (índices de confianza, índices de sentimientos de mercado, índices de incertidumbre, etc.).

En este capítulo entraremos de forma pormenorizada en el concepto, composición y evolución de los indicadores que utilizaremos a lo largo de la tesis con respecto a los índices bursátiles y los índices de incertidumbre. En primer lugar, en cuanto a los índices bursátiles, por una parte, se analizará el principal índice bursátil nacional en España, el IBEX 35, y, por otra parte, una veintena de índices bursátiles de referencia a nivel internacional. En segundo lugar, se abordarán los índices de incertidumbre, los cuales han cobrado gran relevancia en la última década debido a la inestabilidad financiera global producida en los últimos años; concretamente, analizaremos el índice de incertidumbre de política económica, diferenciando el indicador global y el nacional, el índice de riesgos geopolíticos y el índice de volatilidad de los mercados financieros.

## **2.2. Índices bursátiles**

Un índice bursátil es un indicador de referencia, normalmente de un país, que se forma con un conjunto de valores cotizados en una bolsa de valores. Su cuantía se calcula según los precios de mercado de cada uno de los valores que componen el índice en un momento determinado.

Los índices bursátiles sirven para representar y analizar el comportamiento del mercado general y la evolución de las empresas de un país, pues suelen aglutinar

las principales compañías y resultan ser un excelente indicador de la economía y permiten evaluar el rendimiento global de un mercado de acciones. Además de dar una visión sobre la situación económica de un país, los índices bursátiles dan idea del sentimiento del mercado, pues las cotizaciones suelen reflejar en su rendimiento los resultados esperados por los inversores ante determinadas situaciones que se produzcan.

Los índices bursátiles representativos de cada país han cobrado relevancia en los últimos años también como referencias de las primas de riesgo empresariales, es decir, la compensación que exigen los inversores en términos de rentabilidad por invertir en activos de mayor riesgo en renta variable como son las acciones, en vez de hacerlo en títulos con niveles de riesgo más bajos como es el caso de la deuda pública.

La clasificación general de las diferentes tipologías de índices abarca, en primer lugar, a los índices globales, los cuales incluyen las mayores empresas a nivel mundial de una gran zona geográfica; un ejemplo es el Eurostoxx, que incorpora las mayores firmas de la Unión Europea en su cotización. En segundo lugar, encontraríamos los índices nacionales de referencia, que muestran las oscilaciones de un mercado general de un determinado país; ejemplos de los mismos serían índices como el IBEX, CAC o DAX, para el caso de España, Francia o Alemania respectivamente. En tercer lugar, cabría apuntar los índices sectoriales, que son más especializados que los anteriormente comentados, ya que no evalúan el mercado en su conjunto, sino que se refieren únicamente a determinados sectores de la economía; en el caso norteamericano destaca el Nasdaq Composite o el Dow Jones (Industrial Average) .

Centrándonos en los índices bursátiles nacionales de referencia, debemos tener en cuenta que no todos están compuestos por el mismo número de empresas (por ejemplo, el IBEX está integrado por 35 compañías mientras que el CAC y el DAX por 40), y que a la hora de calcularse dichos índices, pueden emplearse distintos criterios (ponderación por precio, ponderación equivalente o ponderación por el valor de la empresa) y, además, fijarse una base de cotización de diferentes puntos: por ejemplo, el IBEX se calcula en base 3.000. Es decir, que comenzó con un valor

de 3.000 puntos, pero igualmente podía haberlo hecho con 10.000 puntos. Por ello, el hecho de tener más puntos no implica que un índice haya crecido más que otro. Lo que cuenta a la hora de medir el rendimiento de un índice bursátil es la evolución desde la base, es decir, cuánto ha aumentado o descendido.

### **2.2.1. Índice bursátil de referencia en España**

El índice más importante de la Bolsa española es el IBEX 35, el cual es elaborado por Bolsas y Mercados Españoles (BME). Está compuesto por los 35 valores más líquidos del Sistema de Interconexión Bursátil Electrónico (SIBE) que conecta las cuatro Bolsas españolas (Madrid, Barcelona, Bilbao y Valencia).

Fue creado el 14 de enero de 1992 y tiene un valor base de 3.000 puntos con fecha base del 29 de diciembre de 1989. Es un índice ponderado por capitalización bursátil y ajustado por el capital flotante de cada compañía integrante, y las empresas que lo componen varían según cumplan una serie de requisitos de liquidez, frecuencia de contratación o tamaño. Al ser ponderado por capitalización bursátil, no todos los valores que forman parte de él tienen el mismo peso: las compañías de mayor capitalización tienen más peso y, por tanto, sus alzas y bajas influirán en mayor medida en el movimiento de este índice, por lo que hay mirarlas con mucha atención.

La elección de las empresas que conforman el índice se decide por un grupo de expertos denominado Comité Asesor Técnico (CAT), que se reúnen dos veces al año (normalmente en junio y diciembre, aunque pueden celebrarse reuniones extraordinarias) y valoran el peso de las compañías en el mercado bursátil. Para ello, tienen en cuenta factores tales como el precio unitario de cada acción, la variación en porcentaje y en euros con respecto a la sesión anterior, el volumen de acciones que se intercambian en una sesión, especificado en euros, la capitalización (dimensión económica de la empresa, dada por el número de acciones en circulación multiplicado por el precio de cada una), el PER (indicador cuyo recíproco indica la rentabilidad de la inversión a lo largo del año si ese valor se mantuviese constante) y la rentabilidad por dividendo (cociente del dividendo esperado entre

el precio de cada acción). Para formar parte del *ranking* de las 35 empresas, la capitalización media del futuro integrante debe ser superior al 0,30% de la capitalización media del IBEX 35 durante el periodo de control (los seis meses que van de una reunión a otra), el valor debe haber sido negociado en, al menos, un tercio de las sesiones del periodo de control y si esto último no fuese así, este valor aún podría ser elegido si estuviera entre los 20 con mayor capitalización.

Tal y como se indica en la web del Instituto de Bolsas y Mercados Españoles, la fórmula matemática con la que se calcula el valor del índice se basa en la capitalización de cada uno de los valores que lo componen, así como en un coeficiente de ajuste, que se aplica a efectos de evitar que posibles operaciones financieras (como ampliaciones de capital o reducciones) puedan repercutir en su cotización. La fórmula es la siguiente:

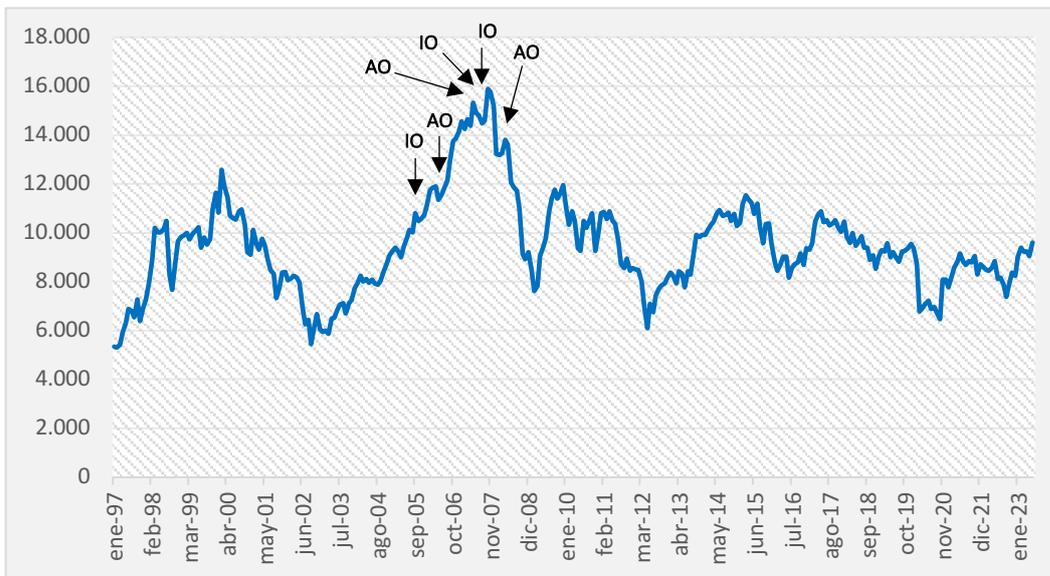
$$I(t) = I(t - 1) \times \frac{\sum_{i=1}^{35} Cap_i(t)}{[\sum_{i=1}^{35} Cap_i(t - 1) \pm J]}$$

Para calcular el valor del IBEX 35 en un día concreto  $[I(t)]$  se parte del de la sesión anterior  $[I(t - 1)]$ , este valor se multiplica por un porcentaje obtenido de dividir la suma actual de las capitalizaciones de las 35 empresas del IBEX  $[\sum_{i=1}^{35} Cap_i(t)]$ , entre la suma de las capitalizaciones de los valores del índice del día anterior  $[\sum_{i=1}^{35} Cap_i(t - 1)]$ . En el caso de haber habido alguna operación extraña que pudiera desvirtuar el resultado, entonces se aplica a estas últimas capitalizaciones un valor de ponderación corrector ( $J$ ). En cuanto a la capitalización de un valor o empresa del IBEX, ésta se obtiene de la multiplicación del número de acciones de cada sociedad por el valor de cotización del día concreto.

Una vez explicado su cálculo, en el Gráfico 1 podemos ver representados los valores que ha ido tomando este indicador entre enero de 1997 y enero de 2023, pues plasma acontecimientos de relevancia para el estado de la economía española. La evolución del índice a largo plazo parece no tomar una tendencia clara, aunque si podemos apreciar la tendencia positiva registrada desde el inicio de la serie en 1997 hasta la crisis de 2008, eso sí, pasando por el efecto de la crisis de las “punto com” a principios de los años dos mil. A partir de la crisis financiera global que afectó a España en 2008, el índice no ha vuelto a recuperar estos valores

anteriores y parece mantener una tendencia lateral en los últimos años. Esto nos lleva a pensar la existencia de un punto de ruptura de la serie temporal del IBEX en el periodo en torno a 2007-2008; por ello, realizamos los contrastes de rupturas estructurales para aportar evidencia empírica a este respecto.

**Gráfico 1.** Evolución y puntos de ruptura del índice bursátil español: IBEX 35.



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de Eikon.

El comúnmente conocido test de Chow (1960) fue de los primeros análisis en tener en cuenta las rupturas estructurales de las series temporales. Sin embargo, la selección de los momentos a analizar en este caso es exógena, pues debe indicarlos el investigador (Glynn *et al.*, 2007). Esta cuestión sobre el análisis de modelos con puntos de rupturas ha dado lugar a debate entre los autores, pues Banerjee *et al.* (1992) y Zivot y Andrews (1992) indican la subjetividad de la decisión de los modelos con puntos de rupturas exógenos.

Por ello, autores como Perron y Vogelsang (1992) y Jaén y López (2001) han planteado modelos de ruptura endógenos, en los cuales los datos son los que nos sugerirán los posibles puntos de ruptura en la serie temporal. Siguiendo a estos autores, analizaremos por una parte las rupturas estructurales teniendo en cuenta los *outliers* aditivos (*Additive Outliers: AO*), que nos indicarían rupturas en un momento específico del tiempo e instantáneas donde se ve afectado el nivel de la serie temporal. Y, por otra parte, analizaremos las rupturas estructurales tomando

en consideración los *outliers* innovadores o innovacionales (*Innovative Outliers: IO*), donde se interpreta la ruptura estructural como un movimiento gradual donde además de considerar el momento en el que ocurre, se tienen en cuenta los momentos posteriores. Sin embargo, cabe mencionar que los modelos AO prevalecen sobre los IO, tal y como apuntan Kaiser y Maravall (2001).

Operativamente, realizamos la identificación de las rupturas estructurales aditivas e innovacionales mediante la aplicación del test de Clemente-Montañés-Reyes (CMR) en el programa *Stata*.

**Tabla 1.** Análisis de rupturas estructurales del IBEX.

	AO [(1)]	AO [(2)]	IO [(1)]	IO [(2)]
<b>IBEX</b>	08/2007	03/2006 (***) 02/2008 (***)	09/2007 (***)	03/2005 (***) 09/2007 (***)

Nota: (\*\*\*) indica significatividad al 1%.

Fuente: Elaboración propia a partir de *Stata*.

La Tabla 1 muestra los resultados obtenidos, con una [(1)] o dos rupturas [(2)], pudiendo verse la existencia clara de puntos de ruptura alrededor de la crisis financiera global que comenzó en 2007 en los Estados Unidos, derivada de la crisis de las *subprime* que afectó en gran medida al sector financiero y a la economía mundial y que se acentuó en nuestro país por el colapso de la burbuja inmobiliaria nacional. Concretamente, se detectan dos *outliers* significativos para el modelo AO, el primero de ellos producido en 03/2006 al alza y en 02/2008 a la baja de las cotizaciones en los periodos pre y post crisis financiera; lo mismo ocurre para el caso del test IO, estando en periodos muy cercanos, 03/2005 y 09/2007. En cuanto a los test para una ruptura estructural, el test IO nos indicaría la ruptura derivada de la gran crisis de 2007 (09/2007), mientras que, por su parte, el test AO no resultaría significativo con una ruptura (pero sí para el caso de dos de ellas, como se ha comentado).

### **2.2.2. Índices bursátiles de referencia a nivel internacional**

En la presente tesis, además de analizar la relación existente entre la incertidumbre y el IBEX 35, también se tendrán en cuenta para el análisis de panel las cotizaciones de los principales índices bursátiles a nivel internacional, correspondientes a una veintena de países alrededor del mundo. Concretamente, se considerarán los índices bursátiles de Australia (ASX), Brasil (BOVESPA), Canadá (S&P TSX), Chile (IPSA CLP), China (SHANGHAI SE COMPOSITE), Colombia (COLCAP), Francia (CAC), Alemania (DAX), Grecia (ATHEX), India (BSE), Irlanda (ISEQ), Italia (MIB), Japón (NIKKEI), Corea (KOSPI), México (BMV IPC), Rusia (MOEX), Singapur (STI), España (IBEX), Reino Unido (FTSE) y Estados Unidos (S&P).

A continuación, profundizaremos en cada uno de ellos a través de 6 grandes bloques geográficos: Asia (China, India, Japón, República de Corea, Rusia y Singapur), América Central y del Sur (Brasil, Chile, Colombia y México), Europa\_UEM (Unión Económica y Monetaria) (Alemania, España, Francia, Grecia, Irlanda e Italia), Europa\_No-UEM (países no pertenecientes a la Unión Económica y Monetaria) (Reino Unido), América del Norte (Canadá y Estados Unidos) y Oceanía (Australia).

#### **2.2.2.1. Bloque I: Asia**

Partiendo del primero de los bloques, en el área geográfica asiática se incluyen los índices bursátiles de China (SHANGHAI SE COMPOSITE), Corea del Sur (KOSPI), India (BSE), Japón (NIKKEI), Rusia (MOEX) y Singapur (STI).

El primero de ellos, el índice SHANGHAI SE COMPOSITE o *SSE Composite Index*, está formado por todas las acciones que se negocian en la Bolsa de Valores de Shanghái (*Shanghai Stock Exchange*, SSE). Su valor se calcula usando una fórmula de precio ponderado compuesto de Paasche; esto significa que el índice utiliza un día específico de base para su cálculo, que es el 19 de diciembre de 1990. Éste cuenta, además, con un valor base de 100 y su creación se remonta al 15 de julio de 1991. Este índice es una buena manera de obtener una visión general del desempeño de las empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Shanghai; sin

embargo, debe tenerse en cuenta que, aunque se proporciona un panorama general de la economía del país, hay un gran número de empresas de gran envergadura que no cotizan en bolsa.

El índice KOSPI (*Korea Composite Stock Price Index*) es el principal índice bursátil de Corea del Sur y está compuesto por todas las empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de dicho país (*Korea Stock Exchange*). Fue creado en el año 1980 con un valor base de 100 puntos y se pondera por su capitalización bursátil. Entre las empresas más importantes que componen el índice podemos destacar a Samsung Electronics, Hyundai Motor y LG Display.

El índice BSE Sensex es el acrónimo para el índice de la Bolsa de Valores de Bombay (*Bombay Stock Exchange Sensitive Index*), siendo este el índice más relevante de la India. Se basa en la capitalización bursátil de las 30 mayores empresas cotizadas en la Bolsa de Valores de Bombay, su valor base es de 100 puntos y su fecha base es el 1 de abril de 1979.

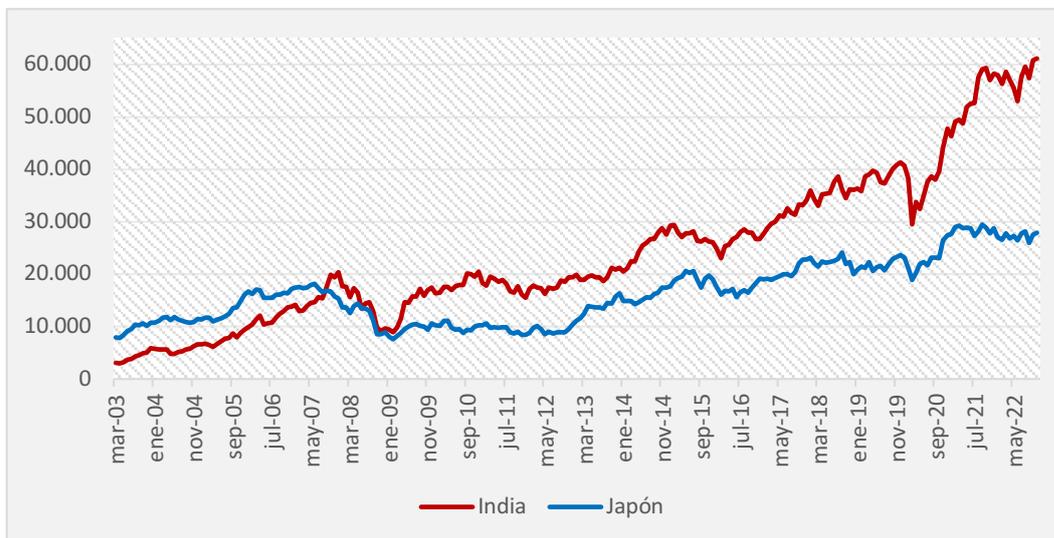
El NIKKEI 225 es el principal índice bursátil japonés, correspondiente a la Bolsa de Tokio. Está ponderado por precios y sirve de referencia a nivel mundial en cuestión de apertura de mercados. Aglutina a los 225 valores más líquidos que cotizan en la Bolsa de Tokio, desde el año 1971 y su valor base es de 100 puntos, siendo la lista de sus componentes revisada de forma anual, a principios de octubre, aunque pueden introducirse en casos excepcionales cambios en otras fechas.

El índice RTS (*Russian Trading System*), es el índice bursátil ruso principal para inversores extranjeros debido a que está representado en dólares. Está compuesto por las 40 empresas con mayor capitalización ajustada por su *free float* que cotizan en la Bolsa de Moscú, su creación se remonta a septiembre de 1955 y el valor de referencia es de 100 puntos. Cabe mencionar que el índice MOEX es exactamente el mismo índice que el RTS, la única diferencia entre ambos es que el MOEX cotiza en rublos, por lo que suele ser el índice bursátil principal para los inversores nacionales; esta cuestión resulta relevante a la hora de analizar su rendimiento histórico, debido a que la divisa local resultaría altamente volátil.

Por último, el índice bursátil de Singapur, el *Straits Times Index* (STI), está determinado por el peso de las 30 compañías más representativas de la bolsa de Singapur (*Singapore Exchange*) y ha comenzado a cotizar el 31 de agosto de 1998 en base a su moneda local, pues reemplazaría al índice STII (*Straits Times Industrial Index*).

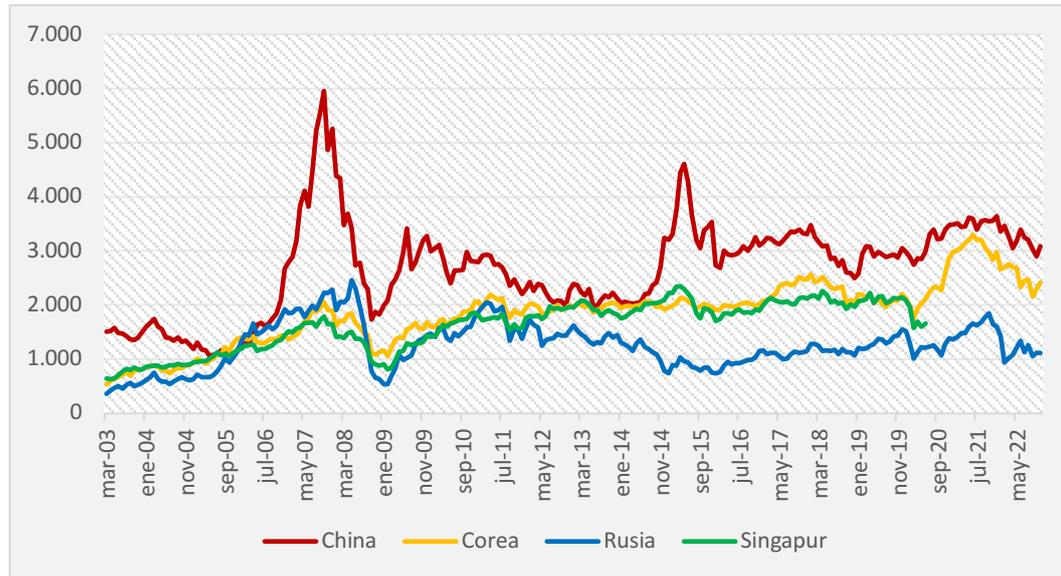
Para ver la evolución de los índices de esta área geográfica, se han creado dos subgrupos ya que en dicha área hay países con valores muy diferentes entre ellos. Por tanto, en el Gráfico 2 se agrupan los países con mayores valores en sus índices, este es el caso de la India y de Japón. Ambos índices presentan un comportamiento similar en sus cotizaciones a lo largo de la serie temporal, aunque a partir de la crisis global de 2007, parece que Japón ha mantenido sus valores constantes y sin una clara tendencia al alza, a diferencia de lo que ocurre con el índice de la India, pues su tendencia es claramente positiva, recuperando e incrementando sus valores con respecto a su base 100 de 1979 y remontando las caídas ocasionadas por las crisis de 2007 y de 2020.

**Gráfico 2.** Evolución de las cotizaciones bursátiles de los países asiáticos (I): India y Japón.



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de Eikon.

**Gráfico 3.** Evolución de las cotizaciones bursátiles de los países asiáticos (II):  
China, Corea del Sur, Rusia y Singapur.



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de Eikon.

Por otra parte, en el Gráfico 3 se representan las cotizaciones de los índices bursátiles del segundo de los subgrupos, los que cuentan con valores más bajos de los índices bursátiles, como son los de China, Corea del Sur, Rusia y Singapur. En este caso, el comportamiento parece similar ya que los valores son menores en momentos de recesión económica mundial, claro ejemplo el de la crisis de 2007. Sin embargo, cabe destacar el comportamiento del índice bursátil de China pues parece tener a priori una mayor variabilidad de las cotizaciones. En cuanto al resto de índices bursátiles, presentarían en general una leve tendencia positiva a largo plazo.

#### 2.2.2.2. Bloque II: América Central y del Sur

En el segundo de los bloques geográficos, tenemos en cuenta América Central y del Sur, donde se incluyen los índices bursátiles de referencia de Brasil (BOVESPA), Chile (IPSA CLP), Colombia (COLCAP) y México (BMV IPC).

El índice BOVESPA (*Bolsa de Valores do Estado de São Paulo*) es un indicador de referencia de Brasil y se compone de las cincuenta empresas de mayor solidez que cotizan en la Bolsa de São Paulo, las cuales suponen el 80% del volumen

negociado en los últimos 12 meses y que fueron objeto de compraventa por lo menos el 80% de los días de cotización; es revisado trimestralmente para mantener el grado de representatividad de todas las acciones negociadas en el mercado. Este índice se creó en 1968 con un valor base de 100 puntos, el cual se ido incrementando durante las últimas décadas de forma progresiva.

El índice IPSA (Índice de Precio Selectivo de Acciones) es el principal índice bursátil de Chile, elaborado por la Bolsa de Comercio de Santiago. Mide la rentabilidad de las 30 acciones con mayor presencia bursátil, siendo dicha lista revisada anualmente. Es calculado desde el año 1977, estando hasta 1980 separado en dos índices, índices de acciones con alta y con baja presencia. Cabe mencionar también que hasta el año 2002 el IPSA se obtenía utilizando como base 100 el nivel del índice a principios de cada año, siendo modificadas las empresas que lo componían de manera trimestral. A partir del año 2003, las acciones componentes del IPSA son establecidas el 31 de diciembre de cada año y se utiliza como base 1.000 el nivel de dicho día.

El índice COLCAP es el índice de referencia de la Bolsa de Valores de Colombia y refleja las variaciones de los precios de las 20 acciones más líquidas, siendo la capitalización bursátil de las compañías que componen el índice la que determina su participación. El valor base de COLCAP es de 1.000 puntos y la fecha base del 15 de enero de 2008. La actualización de las empresas componentes de este índice se realiza de forma anual.

Por último, el índice BMV IPC (Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores) es el indicador bursátil más importante del mercado mexicano de valores y está integrado por 35 empresas. Mide el desempeño de las compañías más líquidas por su valor de capitalización de mercado listadas en la BMV, aplicando un esquema de ponderación que descansa sobre el valor por capitalización de mercado ajustado al *cash-flow*, la liquidez y las variables fundamentales de las acciones que lo componen. Su cálculo es con base en octubre de 1978 y responde al criterio de selección de rotación diaria y del valor de capitalización ajustado por acciones flotantes. La BMV en abril del 2012 modificó la metodología de selección contemplando las acciones con restricción de

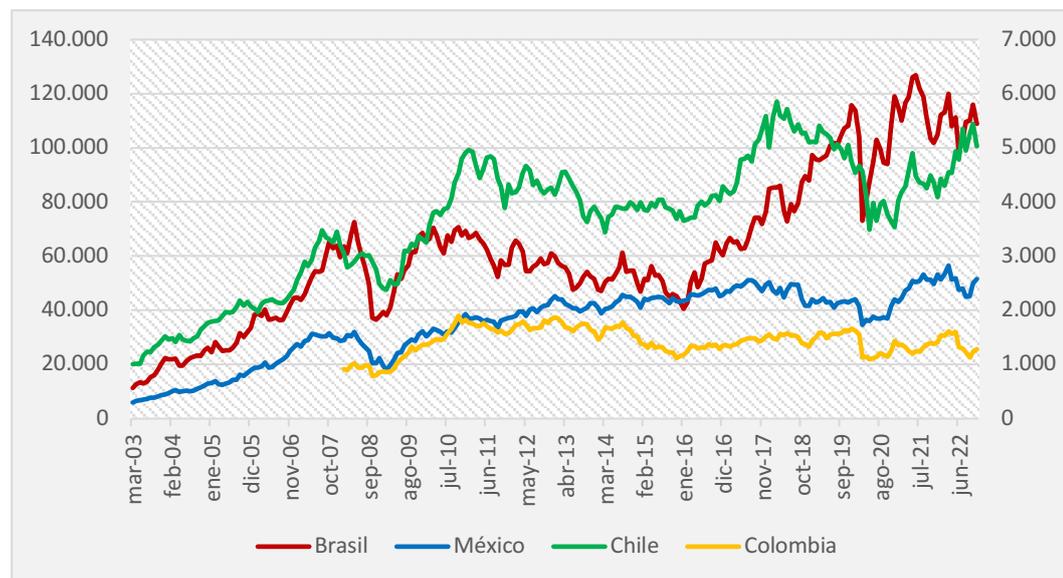
disponibilidad y siendo revisadas cada seis meses y sustituidas por otras de no cumplir con los requisitos de selección.

La evolución de los índices se puede ver en el Gráfico 4, donde los índices bursátiles de Brasil y México presentan valores más elevados por su base y están representados en el eje primario, mientras que los índices bursátiles de Chile y Colombia están representados en el eje secundario por tener valores menores.

Con ello, podemos ver como BOVESPA es la que cuenta con mayores valores en sus cotizaciones. Sin embargo, a diferencia de México, parece que después de la crisis financiera global de 2007 la recuperación se postergó hasta el año 2015, donde se aprecia que comienza una clara tendencia positiva hasta que se produjo la crisis derivada de la Covid-19. Además, cabe señalar que el índice BOVESPA parece presentar una mayor volatilidad en sus valores a lo largo de los últimos 20 años.

En cuanto a los índices de Chile y Colombia, su evolución presenta un comportamiento similar en un primer momento, pero el de Colombia no pudo mantener la tendencia positiva como si lo hizo el de Chile con el paso de los años. Debe tenerse en cuenta que el índice bursátil colombiano comienza a partir del año 2008 por su posterior creación.

**Gráfico 4.** Evolución de las cotizaciones bursátiles de los países de América Central y del Sur.



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de Eikon.

### **2.2.2.3. Bloque III: Unión Económica y Monetaria Europea**

Otra de las grandes áreas geográficas es la de los países de la Unión Europea que forman parte de la Unión Económica y Monetaria, y comprende los índices bursátiles de España (IBEX, ya comentado anteriormente), Alemania (DAX), Francia (CAC), Grecia (ATHEX), Irlanda (ISEQ) e Italia (MIB).

Comenzando por Alemania, el índice DAX es su principal índice bursátil. Incluye las 30 empresas con mayor capitalización de la Bolsa de Frankfurt (FSE). Su nombre deriva de *Deutscher Aktienindex* (Índice Bursátil Alemán). Este índice es de referencia también a nivel internacional pues los inversores suelen tenerlo en cuenta como estrategia de cobertura para la exposición en el mercado de acciones, siendo una de sus características más destacadas la de la diversificación de los sectores en su composición. El valor base del índice es de 1.000 puntos, con fecha de inicio en diciembre de 1987.

El índice CAC toma su nombre del primer sistema de automatización de la Bolsa de París (*Cotation Assistée en Continu*, o sea: Cotización Asistida Continua). Es el índice más importante de Francia y se basa en una medida ponderada según la capitalización de los 40 valores más significativos de las mayores empresas negociadas en la Bolsa de París. Se comenzó a calcular el 31 de diciembre de 1987 con un valor base de 1.000 puntos.

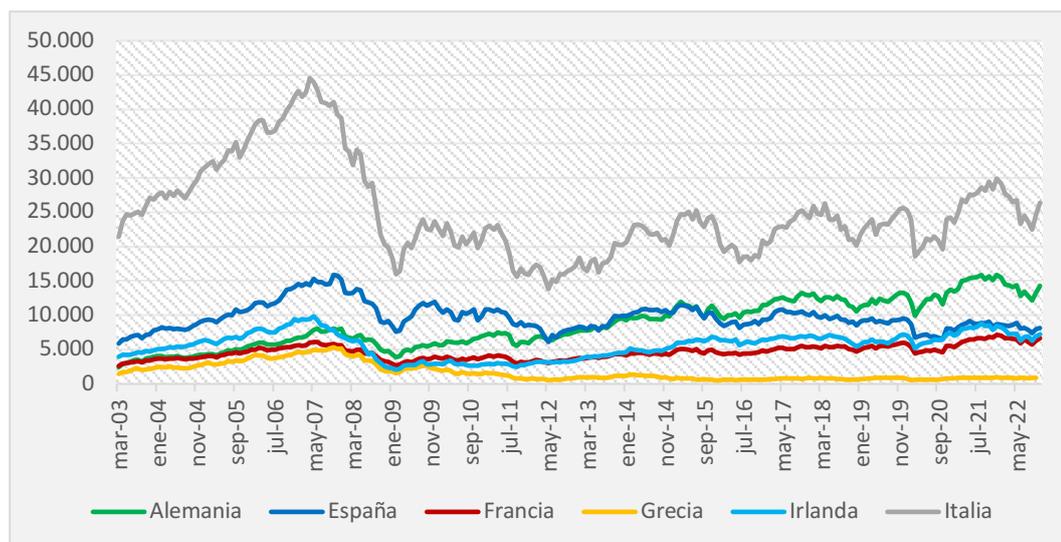
El índice ATHEX, creado en 1999, es el índice bursátil de referencia de Grecia y está compuesto por las 25 compañías con mayor capitalización bursátil negociadas en la Bolsa de Atenas. Tiene una base de 100 puntos con fecha del 31 de diciembre de 1980. Actualmente se gestiona a través de la cooperación entre el FTSE Group y Athens Exchange S.A. (ATHEX).

El índice ISEQ es el principal índice bursátil de Irlanda. En él cotizan los veinte valores con mayor volumen de negociación y de mayor capitalización bursátil, ajustado por el capital flotante, del *Irish Stock Exchange* (ISE). Comenzó el 31 de diciembre del año 2004 en los 1.000 puntos, que fue su punto de partida, pero se calcularon datos históricos desde el 1997.

El MIB o FTSE MIB (*Financial Times Stock Exchange Milano Indice Borsa*) es el índice bursátil representativo de la Bolsa de Valores de Italia, situada en Milán, y consta de 40 acciones de las empresas con mayor capitalización, modificada por un factor flotante, entre los mercados administrados por la *Borsa Italiana*. Este índice nace tras la fusión de la bolsa italiana con el LSE (*London Stock Exchange*) y cuenta con una base en 10.000 puntos derivada del antiguo índice de referencia COMIT.

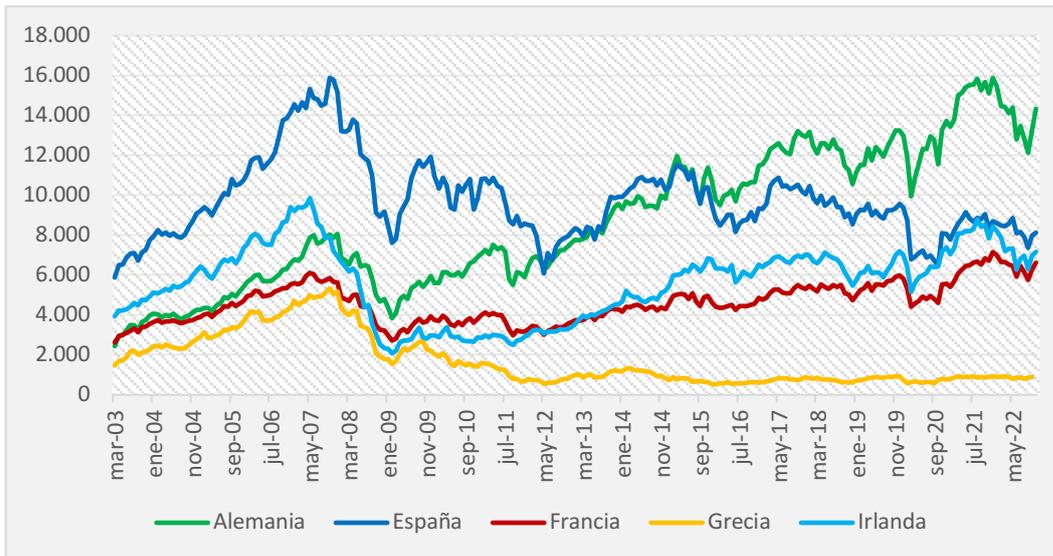
En cuanto a la evolución de los índices bursátiles de los países europeos pertenecientes a la UEM, podemos verla representado en el Gráfico 5. En este caso, como era de esperar, destaca el índice bursátil de referencia de Italia, ya que presenta un valor superior al resto debido a su base de 10.000 puntos; en cuanto a su evolución, parece que sus valores no volvieron a los anteriores a la crisis financiera de 2007. Como el resto de índices no se ve de forma clara, se representan separadamente del italiano en el Gráfico 6. Parecen tomar valores similares y acordes a la situación financiera mundial. Cabe señalar que, en comparación al comportamiento del resto de países, el IBEX no toma una tendencia alcista clara después de la crisis financiera de 2007, como si lo hacen Alemania, Francia e Irlanda.

**Gráfico 5.** Evolución de las cotizaciones bursátiles de los países europeos pertenecientes a la Unión Económica y Monetaria.



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de Eikon.

**Gráfico 6.** Evolución de las cotizaciones bursátiles de los países europeos pertenecientes a la Unión Económica y Monetaria (excluida Italia).



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de Eikon.

#### 2.2.2.4. Bloque IV: América del Norte

Otra gran área geográfica es la correspondiente a América del Norte, donde se tienen en cuenta las bolsas de valores de Canadá (S&P TSX) y de Estados Unidos (S&P 500).

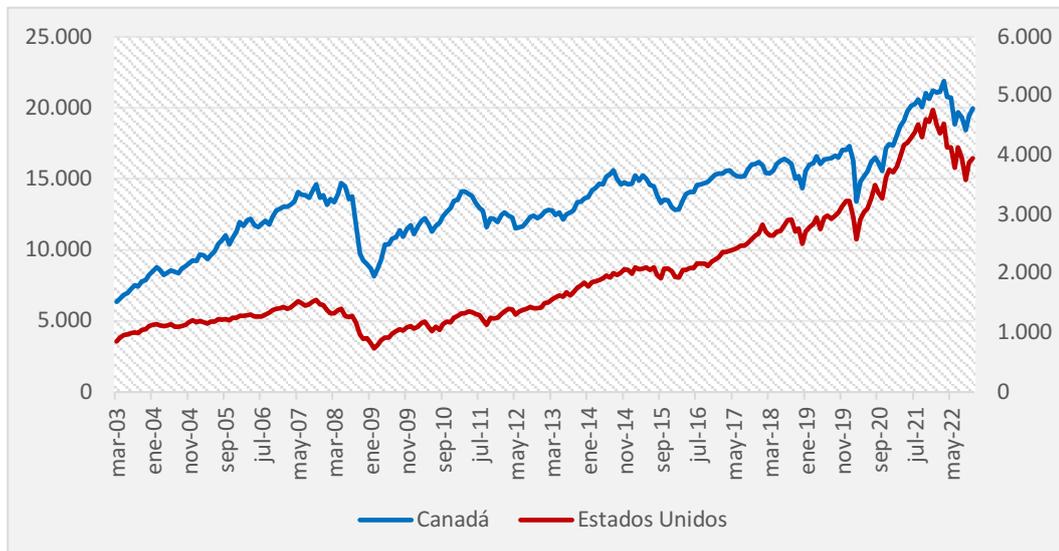
Por una parte, tenemos en cuenta el índice S&P TSX (*Standard & Poor's/Toronto Stock Exchange*) de Canadá, que es el índice bursátil de referencia del país. Creado en 1977, está formado por las compañías con mayor capitalización, ajustada por su *free-float*, de la Bolsa de Valores de Toronto (TSX) y . El número de empresas que forman parte del índice no es fijo, sino que fluctúa con el tiempo, lo que supone que las empresas que cumplen con los criterios de elegibilidad pasarán a ser miembros. Debido a que una de las normas para formar parte del índice S&P TSX Composite es que una empresa debe representar por lo menos un 0,05% del índice, el número de acciones se mantiene bastante estable a lo largo de los años, estando entre 200 y 250 empresas.

Por otra parte, el índice Standard & Poor's 500, también conocido como S&P 500, es uno de los índices bursátiles más importantes de Estados Unidos. Es considerado el más representativo de la situación real del mercado y está basado

en la capitalización bursátil de 500 grandes empresas que poseen acciones que cotizan en la Bolsa de Nueva York o NYSE (*New York Stock Exchange*). Se diferencia de otros índices de mercados financieros de Estados Unidos, tales como el Dow Jones Industrial Average o el Nasdaq Composite, en la diversidad de las actividades que realizan las empresas que lo conforman y en su metodología de ponderación. Es elaborado por la compañía McGraw Hill, tiene base 10 en los años 1941-1943 y no se revisa en unas fechas predeterminadas, sino que se puede reorganizar en cualquier momento. A efectos de ponderación, se equilibra el tercer viernes de los meses de marzo, junio, septiembre y diciembre de cada año.

En el Gráfico 7 podemos observar la evolución de ambos índices. En el eje primario se encuentra representado el índice TSX de Canadá, que parece registrar mayor variabilidad que el de Estados Unidos, el índice S&P 500, el cual está representado en el eje secundario y sigue una clara tendencia alcista durante todo el periodo temporal.

**Gráfico 7.** Evolución de las cotizaciones bursátiles de países de América del Norte.



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de Eikon.

#### **2.2.2.5. Bloque V: Oceanía y países europeos no pertenecientes a la Unión Económica y Monetaria**

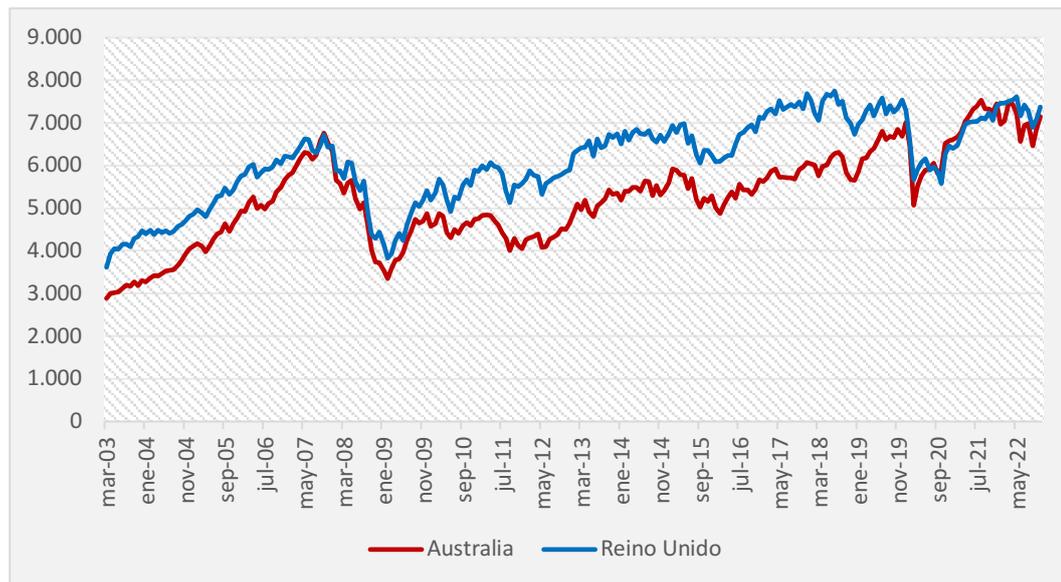
Por último, tenemos por una parte al área geográfica de países europeos no pertenecientes a la Unión Económica y Monetaria (Reino Unido), y, por otra parte, el área geográfica de Oceanía (Australia).

Por un lado, el índice ASX 200 es un índice compuesto por las doscientas acciones de empresas que cuentan con la mayor capitalización del mercado en la Bolsa de Valores de Australia (*Australian Securities Exchange*). Fue creado el 31 de marzo de 2000, cuando Standard & Poor (compañía que también desarrolla el conocido índice S&P 500, ya comentado anteriormente) se hizo cargo de su mantenimiento. Reemplazó al índice "*All Ordinaries*" para convertirse en el principal punto de referencia de inversión de Australia, y actualmente representa más del 80% del mercado bursátil australiano.

Por otro lado, el índice FTSE 100 es el índice de referencia de la Bolsa de Valores de Londres. Está compuesto por las cien empresas de mayor capitalización bursátil que cotizan en esta bolsa, las cuales representan aproximadamente el 81% del mercado de valores británico. Tiene como base 1.000 puntos el 3 de enero de 1984. Los valores que forman parte del mismo ponderan en función de su capitalización bursátil ajustada por capital flotante o *free-float* y su composición se revisa trimestralmente.

Ambos índices bursátiles están representados en el Gráfico 8. Al igual que el resto de índices analizados presentan valores similares y con oscilaciones coincidentes con los acontecimientos internacionales, pues ante recesiones globales, los valores de los índices bursátiles disminuyen. Ambos índices presentan una tendencia positiva a lo largo de la serie temporal.

**Gráfico 8.** Evolución de las cotizaciones bursátiles de países no pertenecientes a la UEM (Reino Unido) y Oceanía (Australia).



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de Eikon.

### 2.3. Índices de incertidumbre

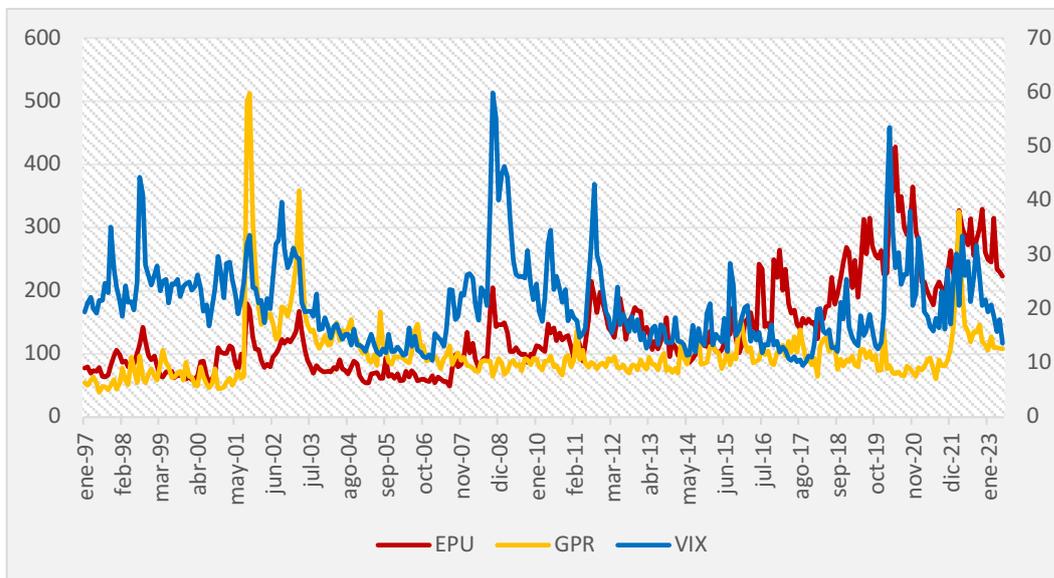
La otra vertiente de índices que se tendrán en cuenta en este trabajo es la de los índices de incertidumbre. La aplicación de estos indicadores en estudios recientes ha cobrado mayor importancia en los últimos años debido a la gran inestabilidad que se ha producido sobre los mercados en un mundo globalizado como en el que vivimos actualmente.

En el caso de la presente tesis doctoral, se pretende analizar la influencia que tiene la incertidumbre en las cotizaciones de los índices bursátiles, con un aspecto novedoso en lo que atañe a la incertidumbre, como es el de la consideración simultánea de tres ámbitos de relevancia internacional, pocas veces considerados de forma conjunta:

los relativos a la política económica, a la geopolítica y a los mercados financieros. A estos efectos, utilizaremos, respectivamente, los siguientes indicadores: el índice de incertidumbre de política económica o *Economic Policy Uncertainty Index* (EPU), el índice de riesgos geopolítico o *Geopolitical Risk Index*

(GPR) y el índice de volatilidad de los mercados o *Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index* (VIX).

**Gráfico 9.** Evolución de los índices de incertidumbre: GPR, EPU y VIX.



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de Eikon y las webs de los índices EPU y GPR.

En una comparación previa de los tres índices de incertidumbre (Gráfico 9), donde debido al menor valor del VIX éste se representa en el eje secundario, se ponen de manifiesto las semejanzas de los valores del trio de incertidumbre en situaciones comunes, tal como los ataques terroristas del 11 de septiembre de 2001, en Estados Unidos, por lo que parece plausible argumentar que la dirección de la causalidad va desde los acontecimientos geopolíticos hasta la volatilidad del mercado de valores y la incertidumbre de política económica. Sin embargo, todos ellos no tienen por qué tener el mismo comportamiento ante situaciones específicas; por ejemplo, la invasión de Iraq por los Estados Unidos en 2003 parece causar gran un incremento de los riesgos geopolíticos y afecta también a la incertidumbre de política económica, aunque no induce a la volatilidad financiera.

Los tres índices presentan una gran cantidad de variaciones independientes, pues el índice GPR no tiene grandes oscilaciones durante los períodos de dificultades económicas y financieras, como se puede observar en el periodo de la burbuja de las “punto com” (1997-2001) y durante la crisis financiera mundial en

2007-2008, cuando el VIX y el EPU sí que presentan incrementos en sus valores. Además, el índice de riesgos geopolíticos y el de volatilidad tampoco parecen fluctuar en torno a las elecciones presidenciales, períodos caracterizados por una elevada incertidumbre política.

Por ello, se considera que los tres indicadores captan diferentes acontecimientos que tienen más probabilidades de ser exógenos a los ciclos económicos y financieros, y podrían dar lugar a una mayor volatilidad financiera y a una mayor incertidumbre en materia de políticas económicas y geopolíticas.

### 2.3.1. Índice de incertidumbre de política económica

El índice EPU (*Economic Policy Uncertainty*) fue creado por Baker *et al.* (2016) en la búsqueda de dar respuesta a las mediciones de la incertidumbre producida en la política económica. Creado originariamente para el ámbito de los Estados Unidos, es uno de los pioneros, y ha dado paso a numerosas investigaciones en este ámbito,, que han dado lugar a que se haya extendido su cálculo para una veintena de países en todo el mundo.

La importancia del índice de incertidumbre de política económica deriva del objetivo de captar la incertidumbre sobre la toma de decisiones de política económica, sobre las medidas que se han adoptado, que adoptarán o de la inacción de esta, además de los efectos económicos que propiciarán, incluidas las incertidumbres relacionadas con las ramificaciones económicas de asuntos de política no económicos, como pueden ser las acciones militares.

El índice de incertidumbre de política económica global, EPU (*Economic Policy Uncertainty*) tiene diferentes variantes en cuanto a su cálculo, pues dependiendo de lo que se pretende analizar, se calcula de una forma diferente. A lo largo de la presente tesis, tendremos en cuenta dos formas distintas de considerar la incertidumbre de política económica: medida como una incertidumbre nacional donde se tienen en cuenta decisiones y medidas adoptadas en el ámbito nacional, o medida como una incertidumbre global donde se tienen en cuenta todas las decisiones tomadas por los *politymakers* de forma internacional.

La relevancia de este indicador viene derivada de que la toma de decisiones, las noticias y los artículos sobre política económica pueden dar lugar a movimientos pronunciados en las primas de riesgo y, por ende, en los índices bursátiles.

La creación de los indicadores de incertidumbre de política económica depende del país de estudio. Específicamente, el índice EPU global (GEPU) ha sido compuesto por Davis (2016); los índices EPU de Alemania, Australia, Brasil, Canadá, Corea del Sur, Estados Unidos, Francia, India, Italia, México, Reino Unido y Rusia han sido elaborados por Baker *et al.* (2016); el de Chile por Cerda *et al.* (2016); el de China por Baker *et al.* (2013); el de Colombia por Gil y Silva (2018); el de España por Ghirelli *et al.* (2019); el de Grecia por Hardouvelis *et al.* (2018); el de Irlanda por Zalla (2016); el de Japón por Arbatli *et al.* (2022); el de Países Bajos por Kroese *et al.* (2015); el de Singapur por Davis (2016) y el de Suecia por Armelius *et al.* (2017).

Los índices EPU se han diseñado con información de profesionales especialistas en materia de política económica y se construyen a partir de tres componentes de relevancia seleccionados para cada país. A continuación profundizaremos en la composición de los índices que abordaremos a lo largo de esta tesis doctoral, estos indicadores son el índice de incertidumbre de política económica global y el índice de incertidumbre de política económica para el caso específico de España.

### **2.3.1.1. Índice de incertidumbre de política económica global**

El índice de incertidumbre de política económica global, también llamado índice GEPU (*Global Economic Policy Uncertainty*), fue creado por Davis (2016) y se calcula a través de un promedio ponderado con el Producto Interior Bruto (PIB) de la base de datos del Fondo Monetario Internacional (FMI) para los índices nacionales de la EPU sobre los siguientes 21 países: Alemania, Australia, Brasil, Canadá, Chile, China, Colombia, Corea del Sur, España, Estados Unidos, Francia, Grecia, India, Irlanda, Italia, Japón, México, Países Bajos, Reino Unido, Rusia y Suecia. Concretamente, el índice se obtiene hallando cada índice nacional en base 100 desde 1997, se imputan valores faltantes si es el caso realizando regresiones y

se calcula el promedio ponderado por sus PIB y ajustados por la paridad del poder adquisitivo (PPA).

En este caso, cada índice nacional de la EPU refleja la frecuencia relativa de los artículos de periódicos del propio país que contienen los tres términos sobre economía, política e incertidumbre. En otras palabras, cada valor mensual del índice nacional de EPU es proporcional al porcentaje de artículos de periódicos propios que discuten la incertidumbre de la política económica en ese mes de forma local. Sólo para el caso de China y de cara al mejor cálculo del índice, se realiza un índice de forma híbrida donde se tienen en cuenta periódicos del país y continentales. Cabe mencionar que esto quizás pueda suponer una barrera en el análisis, pues no existe una homogeneidad en cuanto a los periódicos nacionales considerados, sino que se toman los más representativos de cada país. No obstante, no pudiéndose calcular de otra forma, resulta ser el mejor indicador cuantificable de la incertidumbre de política económica.

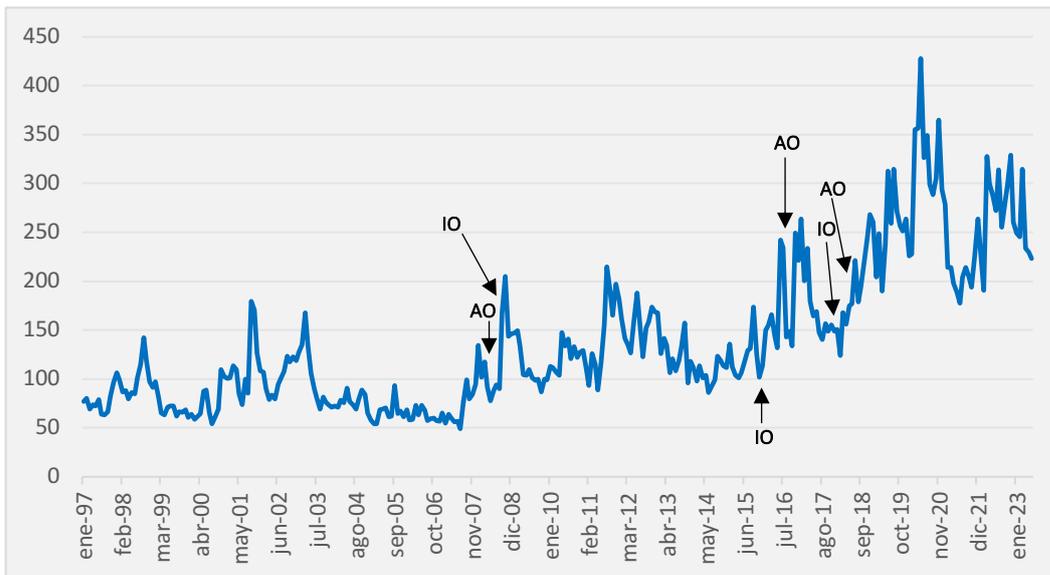
Cada índice está basado en la frecuencia de cobertura de información de diferentes periódicos nacionales donde se tienen en cuenta una serie de palabras claves. Para el caso de los Estados Unidos se tienen en cuenta las siguientes conjuntamente: economía (*economic, economy*); incertidumbre (*uncertain, uncertainty*) y política (*congress, deficit, Federal Reserve, legislation, regulation o White House*). Para cada índice se tienen en cuenta las variaciones propias del idioma y de los nombres de los organismos que puedan interferir en la política económica nacional.

El enfoque de la construcción del índice global puede plantear preocupaciones en cuanto a la fiabilidad, precisión, sesgo y coherencia de los periódicos seleccionados para el análisis. Sin embargo, los creadores del índice han abordado diferentes cuestiones a través de las cuales dan respuesta a las críticas de cara al correcto cálculo y funcionamiento del índice de incertidumbre de política económica.

En este sentido, han estudiado la relación existente con respecto a otros índices de incertidumbre, como es el de la volatilidad implícita del mercado de valores; también han medido la frecuencia con la que la Reserva Federal de Estados

Unidos menciona la incertidumbre y, además, han realizado un análisis de los índices EPU que se crean basados en periódicos considerados de derechas y de izquierdas, con lo que llegaron a la conclusión de que la tendencia política no distorsiona de forma relevante al índice EPU. Por último, de la mano de la Universidad de Chicago se ha llevado a cabo, con resultados satisfactorios, un amplio estudio de auditoría sobre doce mil artículos seleccionados al azar de los principales periódicos estadounidenses donde los auditores evaluaron si un determinado artículo analizaba la incertidumbre de la política económica basándose en los criterios que estos tres autores describen. Esto ha abierto paso a que diferentes proveedores de datos como Bloomberg, FRED, Haver y Reuters utilicen este índice de incertidumbre global para cubrir la demanda de información de diferentes agentes tales como bancos, empresas o responsables políticos de cara a la toma de decisiones óptimas en cada caso.

**Gráfico 10.** Evolución y puntos de ruptura del índice EPU Global.



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de la web del índice EPU.

La evolución del índice de incertidumbre de política económica global podemos verla en el Gráfico 10. Este índice muestra una tendencia al alza desde su creación en 1997, tal vez debido al aumento de la polarización política y al creciente papel económico del gobierno (Baker *et al.*, 2014). También tendría cabida en el

crecimiento pronunciado que se produce la repercusión de la crisis financiera mundial de 2007.

De cara a aportar evidencia empírica sobre este cambio de panorama internacional, realizamos un análisis de las rupturas estructurales del índice, de la misma forma que se procedió para el IBEX 35 en el epígrafe anterior. Los resultados obtenidos se recogen en la Tabla 2. Con ellos constatamos, por una parte, con una ruptura (y tanto en el caso de aditivas como en el de innovacionales) que al nivel de significación del 1% tendríamos un cambio claro de tendencia a partir de los años 2015-2016. Por otra parte, teniendo en cuenta dos rupturas estructurales podemos observar cómo influyó la crisis financiera mundial de 2007-2008 en la incertidumbre global; el otro punto se centra en el año 2018, probablemente derivado de la guerra comercial desatada en los Estados Unidos, lo que ha provocado una mayor incertidumbre global.

**Tabla 2.** Análisis de rupturas estructurales del índice EPU Global.

	AO [(1)]	AO [(2)]	IO [(1)]	IO [(2)]
<b>EPU_Global</b>	08/2016 (***)	04/2008 (***)	11/2015 (***)	07/2008 (***)
		07/2018 (***)		01/2018 (***)

Nota: (\*\*\*) indica significatividad al 1%.

Fuente: Elaboración propia a partir de *Stata* con datos provenientes de la web del índice EPU.

### 2.3.1.2. Índice de incertidumbre de política económica española

El primero de los índices de incertidumbre de política económica específico para España también fue creado por Baker *et al.* (2016). Su cálculo parte de una base de datos de indicadores donde se tienen en cuenta solamente dos periódicos por país, concretamente de *El País* y *El Mundo* en este caso, siguiendo el mismo procedimiento dando cobertura del número de artículos que contienen términos referidos a tres categorías: economía, política e incertidumbre. Para el índice español consideran las siguientes palabras clave: (*economy*) económica o economía; (*policy*) impuesto, tarifa, regulación, política, gastar, gasta, gasto, presupuesto, déficit o banco central; (*uncertainty*) incierto o incertidumbre. Una vez cuantificados los artículos, escalan el recuento por el número total de artículos

en el mismo periódico cada mes, estandarizan la serie mensual de recuentos escalados, los promedian entre los periódicos y reescalan el índice resultante en base 100.

En vista de la relevancia de estos indicadores innovadores que buscan captar la incertidumbre existente, se hizo necesario un indicador delimitado para nuestro país mucho más completo. Este nuevo índice fue desarrollado por investigadores del Banco de España (Ghirelli *et al.*, 2019), que ampliaron la muestra de periódicos a tener en cuenta, pasando a estar calculado por los siguientes siete periódicos: *El País*, *El Mundo*, *La Vanguardia*, *ABC*, *Expansión*, *Cinco Días* y *El Economista*.

También ampliaron el periodo de la muestra, partiendo en este caso desde el año 1997 y no desde enero de 2001. Además, en este nuevo cálculo se aumenta el registro de palabras claves para las búsquedas de economía (*economy*: economic\* o economía), política (*policy*: Parlamento, Moncloa, gobierno central, Hacienda, Comisión Europea, déficit, presupuest\*, gasto público, deuda pública, política fiscal, política monetaria, impuesto, Banco Central Europeo/BCE, Banco de España/BdE, legislación, reforma, norma, normativ\*, regulación, reglamento o ley) e incertidumbre (*uncertainty*: inciert\*, incertidumbr\*, inestabl\*, inestabilidad o riesgo).

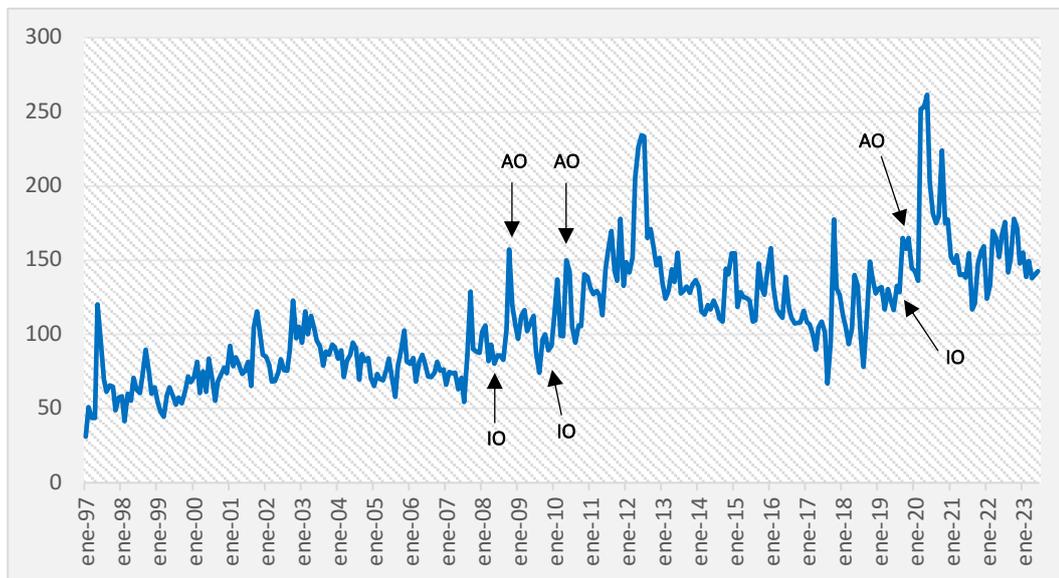
Por ello, de cara al análisis de la incertidumbre nacional utilizaremos este índice y no el calculado para el caso de España por Baker *et al.* (2016), pues nos aporta ventajas en cuanto a la cronología y parece ser más coherente con respecto a los acontecimientos de política económica y a los efectos macroeconómicos de los shocks de incertidumbre del país.

En cuanto a la evolución de este índice de incertidumbre, podemos observarla en el Gráfico 11, donde se aprecia el incremento de incertidumbre (de la misma forma que el índice global) a raíz de la crisis financiera de 2008, fecha desde la cual se han producido los picos más pronunciados de incertidumbre de política económica en nuestro país.

De igual modo que se procedió para el índice global, se analizaron los puntos de ruptura de la serie temporal y los resultados son los recogidos en la Tabla 3. Con

respecto a los modelos aditivos e innovacionales de una ruptura, vemos que presentan fechas muy similares, estando alrededor de finales del año 2009 y principios del 2010 y siendo representativos al 1% del nivel de significación, pues para sobreponerse a la crisis financiera fueron necesarias medidas contundentes de política económica por parte de los responsables políticos. En cuanto a los modelos AO e IO con dos rupturas estructurales, vemos cómo son representativas al nivel de significación del 1% en el año 2008, reflejando el impacto derivado de la crisis financiera mundial y la burbuja inmobiliaria, y en 2019, diciembre en el modelo AO al nivel de significación del 1% y septiembre en el modelo IO al nivel del 5%, periodo previo a la crisis derivada de la pandemia de la Covid-19.

**Gráfico 11.** Evolución y puntos de ruptura del índice EPU España.



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de la web del índice EPU.

**Tabla 3.** Análisis de rupturas estructurales del índice EPU España.

	AO [(1)]	AO [(2)]	IO [(1)]	IO [(2)]
<b>EPU_España</b>	06/2010 (***)	11/2008 (***)	11/2009 (***)	07/2008 (***)
		12/2019 (***)		07/2019 (**)

Nota: (\*\*\*) y (\*\*) indican significatividad al 1% y al 5% respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de *Stata* con datos provenientes de la web del índice EPU.

### **2.3.2. Índice de volatilidad de los mercados financieros**

Para cuantificar la incertidumbre en los mercados financieros, el indicador al que más se suele recurrir es el índice de volatilidad de los mercados, el VIX (*Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index*), también comúnmente conocido como el indicador del miedo en los mercados. La volatilidad se ha considerado durante mucho tiempo un factor relevante en los precios en los mercados de valores, lo que ha llevado a investigadores y profesionales financieros a fijar su atención en su evolución, pues el objetivo de la CBOE (*Chicago Board Options Exchange*), tal y como apunta en su web (web CBOE) es crear un índice de volatilidad que estuviera disponible para el *trading*. El VIX se ha consolidado con el paso de los años como un indicador fundamental a nivel global, pues estando vinculado al índice Standard & Poor's 500, su uso cada vez es mayor debido a la importancia del índice americano en el resto de mercados bursátiles a nivel internacional.

El índice VIX fue creado en 1993 por la CBOE con el fin de medir la volatilidad de los contratos de futuros a 30 días que se realizan sobre el índice bursátil Standard & Poor's 500, por lo que en este caso el VIX nos indicará la variación que pueden tener los mercados de la bolsa norteamericana en el próximo mes. Los componentes del índice de volatilidad son las opciones *call* y *put* cuyo vencimiento es superior a 23 días e inferior a 37 días. Su cotización se mide en términos porcentuales, por lo que su precio se limita a un rango entre 0 y 100.

En los mercados bursátiles la volatilidad suele representar el miedo o la desconfianza, por lo que cuando el VIX toma valores más cercanos a 0, refleja un sentimiento de confianza de los inversores en la economía estadounidense y, de forma contraria, cuando el VIX tiende a valores cercanos a 100, expresa incertidumbre, pesimismo o miedo por parte de estos mismos inversores en el mercado.

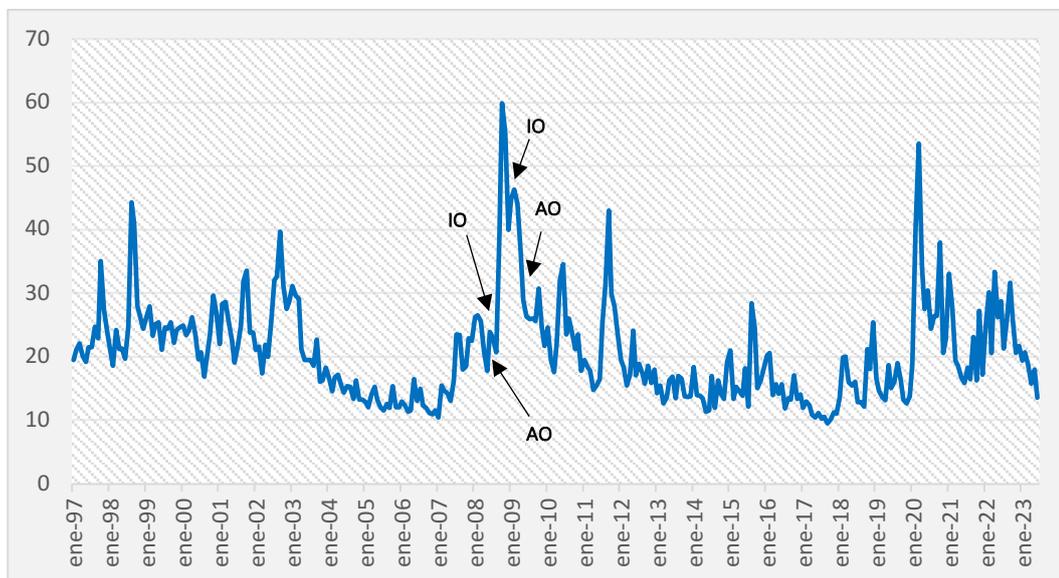
La decisión de tener en cuenta este índice de volatilidad es porque esta es considerada una medida de inestabilidad de los precios en los mercados financieros, por lo que podría calificarse como una medida de la dispersión de los rendimientos de un activo determinado. Este concepto se ha interpretado durante

mucho tiempo como un indicador de riesgo, pues cuanto más alta es la volatilidad, más elevada es la incertidumbre sobre dicho activo, por lo que se ha considerado un concepto clave en la teoría financiera moderna.

Además, la influencia de la incertidumbre en los mercados financieros medida mediante la volatilidad en los rendimientos de las acciones ha sido objeto de análisis debido a la importancia de la variabilidad en las cotizaciones. Con ello, la comprensión de la incertidumbre para el comportamiento de los componentes del sector financiero, la fijación de precios de los activos y la política monetaria han sido un tema de estudio de la economía y las finanzas modernas durante décadas.

La evolución del índice VIX podemos verla reflejada en el Gráfico 12, donde predominan los niveles bajos de incertidumbre a lo largo de la serie temporal; sin embargo, podemos observar puntos máximos de incertidumbre en los momentos de crisis: picos a principios del siglo derivado de la crisis de las “punto com”, en 2008 coincidiendo con la crisis de las *subprime* y en 2020 a causa de la pandemia mundial.

**Gráfico 12.** Evolución y puntos de ruptura del índice VIX.



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de Eikon.

En cuanto al análisis de las rupturas estructurales, en la Tabla 4 vemos que no se muestran relevantes el AO y el IO con un punto de ruptura, pero parece que los datos encuentran dos puntos de rupturas en torno a estas fechas, antes (junio y julio de 2008) y después (junio y febrero de 2009), lo que nos indicaría que los dos

mayores *outliers* en nuestra serie temporal son derivados de la crisis financiera global de 2008.

**Tabla 4.** Análisis de rupturas estructurales del índice VIX.

	AO [(1)]	AO [(2)]	IO [(1)]	IO [(2)]
VIX	08/2008	06/2008 (***)	09/2008	07/2008 (***)
		06/2009 (***)		02/2009 (***)

Nota: (\*\*\*) indica significatividad al 1%.

Fuente: Elaboración propia a partir de *Stata* con datos provenientes de Eikon.

### 2.3.3. Índice de riesgo geopolítico

El índice de riesgo geopolítico o índice GPR (*Geopolitical Risk*) fue creado para medir los eventos geopolíticos adversos y los riesgos asociados, basándose en un recuento de artículos periodísticos seleccionados que cubren las tensiones geopolíticas. Su inclusión de en la presente tesis doctoral se debe al interés que supone tener un indicador que mida el riesgo geopolítico que sea coherente con la percepción de la prensa, el público, los inversores y los responsables políticos. Además, este índice capta el impulso primitivo de las crisis geopolíticas que de otro modo no se tendrían en cuenta.

Estas cuestiones las tienen en cuenta Caldara e Iacoviello (2019 y 2022), artífices del índice GPR, quienes demuestran que un shock negativo en el ámbito geopolítico induce descensos persistentes en la inversión, el empleo, la confianza de los consumidores y en los rendimientos de los precios del mercado de valores. Los índices de riesgo geopolíticos se pueden clasificar en: (i) el índice global, el cual tiene su inicio en 1985; (ii) el índice histórico que parte del año 1900 y (iii) los diferentes índices específicos para determinados países con mayores conflictos geopolíticos.

En la presente tesis, nos centraremos en el índice global GPR, el cual refleja los resultados de búsqueda de 10 periódicos de Estados Unidos, Reino Unido y Canadá: *Chicago Tribune*, *Daily Telegraph*, *Financial Times*, *The Globe and Mail*, *The Guardian*, *Los Angeles Times*, *The New York Times*, *USA Today*, *The Wall Street Journal* y *The Washington Post*. Estas búsquedas son calculadas en base al número

de artículos relacionados con eventos geopolíticos adversos en cada periódico con una periodicidad mensual y ponderándose por categorías. Estas búsquedas van en consonancia con Alisdair *et al.* (2013), quienes indican que los medios de comunicación suelen referirse al ámbito geopolítico para describir el impacto de las crisis internacionales y la violencia internacional.

Las búsquedas para calcular el índice se organizan en ocho categorías diferentes según sean amenazas o hechos llevados a cabo. Estas categorías son las siguientes: *War Threats* o Amenazas de Guerra (Categoría 1), *Peace Threats* o Amenazas de Paz (Categoría 2), *Military Buildups* o Acumulaciones Militares (Categoría 3), *Nuclear Threats* o Amenazas Nucleares (Categoría 4), *Terror Threats* o Amenazas Terroristas (Categoría 5), *Beginning of War* o Comienzo de Guerra (Categoría 6), *Escalation of War* o Escalada de Guerra (Categoría 7) y *Terror Acts* o Actos Terroristas (Categoría 8). Además, se tienen en cuenta las siguientes palabras claves para cada caso:

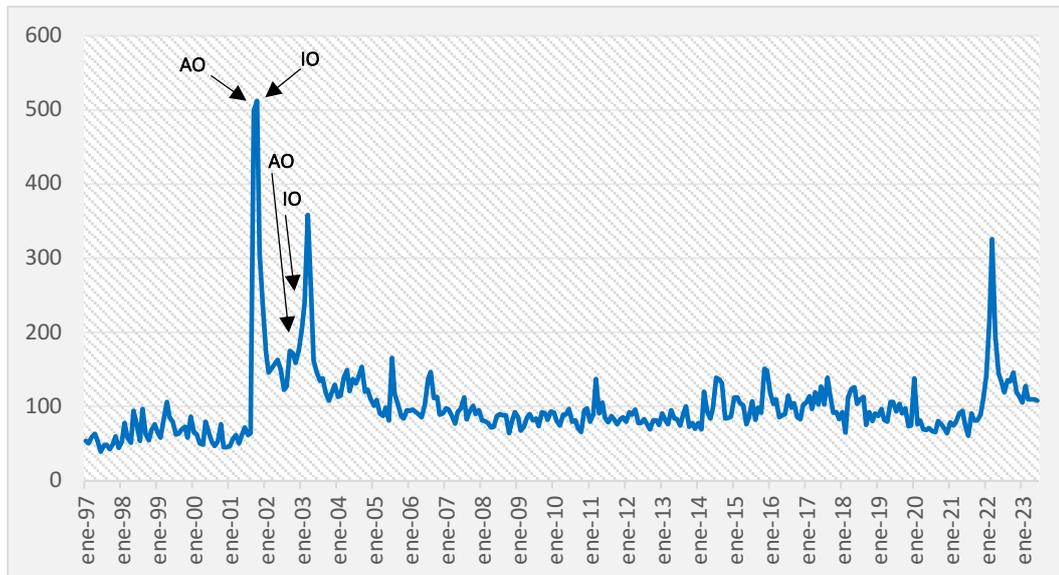
- Palabras de guerra: *war, conflict, hostilities, revolution\*, insurrection, uprising, revolt, coup, geopolitical*;
- Palabras de paz: *peace, truce, armistice, treaty, parley*;
- Palabras militares: *military, troops, missile\*, arms, weapon\*, bomb\*, warhead\**;
- Palabras nucleares: *nuclear war, atomic war, nuclear missile, nuclear bomb, atomic bomb, h-bomb, hydrogen bomb, nuclear test, nuclear weapon*;
- Palabras de terrorismo: *terror\*, guerrilla\*, hostage\**;
- Palabras de acción: *allie\*, enem\*, insurgen\*, foe\*, army, navy, aerial, troops, rebels*;
- Palabras de amenaza: *threat, warn, fear, risk, concern, danger, doubt, crisis, trouble, disput\*, tension, imminent, inevitable, footing, menace\*, brink, scare, peril\**;
- Palabras de perturbación de la paz: *threat\*, menace\*, reject\*, peril\*, boycott\*, disrupt\**;
- Palabras de acumulación: *buildup\*, build-up\*, sanction\*, blockad\*, embargo, quarantine, ultimatum, mobiliz\**;

- Palabras de comienzo de guerra: *begin\**, *start\**, *declar\**, *begun*, *began*, *outbreak*, *broke out*, *breakout*, *proclamation*, *launch\**;
- Palabras de lucha: *advance\**, *attack\**, *strike\**, *drive\**, *shell\**, *offensive*, *invasion*, *invad\**, *clash\**, *raid\**, *launch\**;
- Palabras de actos terroristas: *attack*, *act*, *bomb\**, *kill\**, *strike\**, *hijack\**.

Por su parte, empresarios, participantes en el mercado y bancos centrales consideran en los últimos años que los riesgos geopolíticos son determinantes fundamentales de las decisiones de inversión y de la dinámica del mercado de valores. Los inversores expresan su preocupación por las repercusiones económicas de los diversos conflictos militares y diplomáticos que se producen en todo el mundo, mostrando una mayor inquietud en este ámbito con respecto a la incertidumbre política y económica, pues resultan relevantes los riesgos de eventos que interrumpen el curso normal, democrático y pacífico de las relaciones entre Estados, poblaciones y territorios. La importancia del riesgo geopolítico se debe al impacto que puede tener en cuanto a las perspectivas económicas y, por consiguiente, debe ser objeto de seguimiento por parte de las empresas y las instituciones políticas.

La evolución del índice GPR podemos verla en el Gráfico 13, donde claramente apreciamos el mayor pico de riesgo en julio de 2001, riesgo que derivó de los ataques terroristas del 11-S; el segundo de los picos que encontramos es a principios del año 2003 y se debe a la Guerra de Iraq; por último, el incremento de incertidumbre en 2022 es consecuencia de la Guerra de Ucrania.

**Gráfico 13.** Evolución y puntos de ruptura del índice GPR.



Fuente: Elaboración propia con datos provenientes de la web del índice GPR.

En cuanto al análisis de rupturas (Tabla 5), observamos cómo con un punto de ruptura el AO es significativo en julio de 2001, pues sería un periodo con un gran número de publicaciones en el ámbito de riesgos geopolíticos; sin embargo, para el caso de IO vemos que no resultaría significativo con sólo una ruptura. Por otro lado, con dos rupturas estructurales, son coherentes y casi coincidentes (un mes de diferencia) tanto en el caso de AO e IO en cuanto a las fechas, en 2001 y en 2003, debido a los acontecimientos anteriormente comentados y el panorama internacional que estos ataques y guerras propician.

**Tabla 5.** Análisis de rupturas estructurales del índice GPR.

	AO [(1)]	AO [(2)]	IO [(1)]	IO [(2)]
GPR	07/2001 (***)	07/2001 (***)	08/2001	08/2001 (***)
		01/2003 (***)		02/2003 (***)

Nota: (\*\*\*) indica significatividad al 1%.

Fuente: Elaboración propia a partir de *Stata* con datos provenientes de la web del índice GPR.



# Capítulo 3. Influencia de la incertidumbre en los índices bursátiles: aplicación de modelos de cointegración

## 3.1. Introducción

Como ya hemos puesto de manifiesto, la incertidumbre existente en los mercados ha sido a menudo considerada como un factor que afecta al funcionamiento de los mercados financieros, máxime en el entorno de globalización en el que estamos inmersos actualmente. Uno de los motivos principales que explican esta incertidumbre está relacionado con las decisiones de los *policymakers* y con la volatilidad en los mercados.

En el presente capítulo se analiza la importancia que tiene la incertidumbre en los índices bursátiles. Concretamente, se estudia la posible relación a largo plazo entre la incertidumbre medida a través de tres distintas perspectivas y el índice bursátil español más relevante, el IBEX 35. La hipótesis de partida supone que un incremento en la incertidumbre cabe esperar que esté asociado con una

disminución de los índices bursátiles, es decir, que la relación incertidumbre-cotización sea negativa, tal y como apuntan Malkiel y Xu (2006).

Asimismo, otro de los objetivos de este capítulo es analizar el impacto a corto plazo de un shock de incertidumbre en el mercado bursátil español, así como el tiempo de ajuste necesario para volver a la situación anterior en la cotización de la bolsa.

Otro de los valores añadidos de este capítulo, es que se tiene en cuenta la incertidumbre a través de una triple dimensión de incertidumbre conjuntamente (medida a través del ámbito de la política económica, de la geopolítica y de la volatilidad de los mercados financieros), lo que supone una contribución a la literatura existente por el hecho de que resulta ser, a nuestro mejor saber y entender, el primer estudio realizado sobre el IBEX 35 donde se utiliza dicho enfoque, menos limitado que el de otras investigaciones que se centran únicamente en una faceta.

Para el estudio de tal relación, como aspecto novedoso en el análisis que desarrollaremos, en lo que atañe a la incertidumbre, usamos tres indicadores representativos a nivel mundial, pocas veces tenidos en cuenta de forma conjunta: el EPU, un índice de incertidumbre de política económica; el VIX, un índice de volatilidad de los mercados de renta variable y el GPR, un índice global de riesgo geopolítico. Este análisis se ha llevado a cabo con datos mensuales correspondientes al período comprendido desde febrero de 1999 hasta diciembre de 2018.

Con el fin de conseguir el objetivo planteado con respecto a determinar la relación a largo plazo entre la incertidumbre y los rendimientos bursátiles, se realiza un análisis econométrico de cointegración. La aplicación de un enfoque de metodologías de cointegración es debido a que aportan herramientas más potentes cuando los conjuntos de datos son de longitud limitada, como pueden ser las series de tiempo económicas. Entre las principales metodologías para series cointegrantes, dependiendo de la estacionariedad de dichas series, tenemos las de Engle-Granger, Gregory-Hansen y ARDL o Pesaran-Shin-Smith. Para efectuar los

diversos test y estimaciones a lo largo de este capítulo se han utilizado los programas informáticos *Gretl*, *SPSS*, *Stata* y *Microfit*.

Se comienza con la aplicación de los test de raíces unitarias con el fin de poder establecer los métodos de cointegración adecuados y, a través del diagnóstico de los resultados obtenidos, se decidió finalmente aplicar el método ARDL, que contrariamente a lo que sucede con otros procedimientos, no es sensible a los criterios de selección de las variables (dependiente/explicativas), permitiendo determinar la dirección de la causalidad entre las mismas y su dinámica temporal. Además, este método permite analizar no solo la relación a largo plazo entre las variables a estudiar, sino también la existente a corto plazo.

En este capítulo se pondrán de manifiesto, en la sección 2, los datos y variables a utilizar, así como un análisis de los estadísticos descriptivos más representativos y de correlación de las mismas. Posteriormente en la sección 3 se aplica la metodología econométrica para finalmente, en la última sección, llevar a cabo la discusión de los resultados obtenidos (resultados brutos en el anexo) y establecer las conclusiones pertinentes.

### **3.2. Datos y variables**

En este apartado se especificarán las variables utilizadas como indicadores para nuestro estudio, es decir, las que nos permitirán poner de manifiesto la evidencia empírica sobre la relación que pueda tener a largo plazo la incertidumbre con respecto a las cotizaciones bursátiles del IBEX 35.

En cuanto a las variables que se han tenido en cuenta, podemos distinguir entre las de control y las de incertidumbre.

Respecto a las variables de incertidumbre, ésta se ha contemplado a través de tres perspectivas diferentes, como son la incertidumbre de política económica, la volatilidad en los mercados financieros y los riesgos geopolíticos. En lo que respecta a la política económica tendremos en cuenta como indicador al índice EPU (*Economic Policy Uncertainty Index*), para la incertidumbre en los mercados financieros emplearemos el índice VIX (*Chicago Board Options Exchange Market*

*Volatility Index*, comúnmente conocido como VIX) y en el caso de la incertidumbre derivada de los riesgos geopolíticos utilizaremos el índice GPR (*Geopolitical Risk Index*).

Por lo que se refiere a variables de control, a lo largo del estudio de la literatura hemos constatado que entre ellas se encuentra el crecimiento económico, que cabe esperar que tenga una relación positiva con los mercados bursátiles dado que a mayor crecimiento económico, se esperan mayores inversiones, una mejora en los beneficios empresariales y, por ende, un incremento en sus cotizaciones (Bloom, 2009; Scotti, 2016). Por otra parte, la inflación y los mercados bursátiles esperamos que presenten una relación negativa, pues ante situaciones inflacionistas no controladas los inversores contraen la confianza y su ahorro (Basu y Bundick, 2017). El tipo de interés de la renta a fija a corto plazo es otra de las variables estudiadas, llegando a la conclusión de relaciones negativas con respecto a las cotizaciones bursátiles, ya que la inversión en los mercados de renta fija tiende a ser inversa con respecto a la realizada en los de renta variable (Malkiel y Xu, 2006; Pastor y Veronesi, 2013). Finalmente, se consideró también el tipo de cambio, cuya relación con los mercados financieros depende del tipo de economía a analizar; por ello se muestran resultados contradictorios en la literatura. En este sentido, tal y como apuntan Khan y Khan (2018), una depreciación de la moneda podría suponer que las empresas nacionales sean más competitivas, lo que nos llevaría a un incremento de sus cotizaciones bursátiles; sin embargo, de forma contraria, esta depreciación encarecería los bienes importados, por lo que, si el país depende en gran medida de ellos, esto afectará adversamente a la economía y las cotizaciones tendrían una tendencia negativa. En esta tesis doctoral, tales indicadores vienen representados, respectivamente, por: el Producto Interior Bruto a Precios de Mercado (GDP), el Índice de Precios al Consumo Armonizado (HICP), el tipo de interés marginal de las Letras del Tesoro a 12 meses (IR) y el índice del Tipo de Cambio Efectivo Real (ER).

En definitiva, para el presente estudio donde se pretende analizar la influencia de la incertidumbre sobre las cotizaciones del IBEX 35, se tuvieron en cuenta dos subgrupos de variables: por una parte, incluimos las variables de incertidumbre

EPU, VIX y GPR; por otra parte, consideramos como variables de control el PIB (GDP), el IPCA (HICP), el tipo de interés (IR) y el tipo de cambio (ER).

La serie temporal, de periodicidad mensual, utilizada en nuestro análisis empírico abarca desde febrero de 1999 hasta diciembre de 2018; consta, pues, de 239 datos. Este horizonte se debe a la disponibilidad de datos coincidentes entre todas las variables, cuestión que se explica debido a la inclusión de España en la Unión Monetaria Europea en el año 1999 y a que los datos más actualizados con que se contaba en el momento de llevar a cabo nuestro análisis correspondían a 2018.

**Tabla 6.** Estadística descriptiva y fuentes de datos.

Variables	Media	DT	Mín.	Máx.	Fuentes de datos
IBEX	0,101	5,675	-17,033	16,625	EIKON
EPU	2,420	20,892	-40,617	106,660	<a href="https://www.policyuncertainty.com">https://www.policyuncertainty.com</a>
VIX	1,927	21,291	-38,490	134,570	EIKON
GPR	8,287	64,329	-58,516	822,750	<a href="https://www.matteoiacoviello.com/gpr.htm">https://www.matteoiacoviello.com/gpr.htm</a>
GDP	0,173	1,546	-3,174	2,228	<a href="https://ec.europa.eu/eurostat/data/database">https://ec.europa.eu/eurostat/data/database</a>
HICP	0,181	0,739	-2,458	2,391	<a href="https://ec.europa.eu/eurostat/data/database">https://ec.europa.eu/eurostat/data/database</a>
IR	-0,621	128,870	-1340,0	1347,4	<a href="https://www.tesoro.es/deuda-publica/estad%c3%adsticas-mensuales">https://www.tesoro.es/deuda-publica/estad%c3%adsticas-mensuales</a>
ER	-0,030	1,296	-3,751	5,131	<a href="https://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/temas/sb_exticom.htm">https://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/temas/sb_exticom.htm</a> <a href="https://datos.bancomundial.org/indicador/PX.REX.REER?locations=ES">https://datos.bancomundial.org/indicador/PX.REX.REER?locations=ES</a>

Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla 6 se presenta una estadística descriptiva de las rentabilidades de los datos, así como las fuentes de donde se recogieron. Con ella nos podemos hacer una idea inicial de los datos que se analizarán. Se observa la media, la desviación típica, el valor mínimo y el máximo que han tenido las variables a lo largo de los 19 años del periodo de estudio.

Tal y como se puede apreciar, la variable que presenta mayor variabilidad es la correspondiente al tipo de interés (128,87), seguida de los tres índices de incertidumbre: GPR (64,33), VIX (21,29) y EPU (20,89).

**Tabla 7.** Correlación.

	IBEX	EPU	VIX	GPR	GDP	HICP	IR	ER
IBEX	1							
EPU	-0,380	1						
VIX	-0,499	0,228	1					
GPR	-0,128	0,275	0,093	1				
GDP	0,052	0,104	-0,037	0,057	1			
HICP	0,047	-0,036	-0,084	0,044	0,536	1		
IR	-0,067	0,036	0,120	-0,065	-0,048	-0,120	1	
ER	0,072	0,005	-0,057	0,013	-0,054	0,003	0,073	1

*Fuente:* Elaboración propia.

En la Tabla 7, se muestran los coeficientes de correlación de Pearson entre las variables. Como cabría esperar, se pone de manifiesto que incrementos en las variables de incertidumbre (como son el EPU, el VIX y el GPR) y el IR tienen un efecto negativo en los rendimientos de las cotizaciones del IBEX 35. Mientras que sucede todo lo contrario en cuanto a los efectos del PIB, el IPCA y ER.

Debemos destacar que este análisis previo nos indicaría que las relaciones entre los rendimientos del IBEX 35 y las variables de incertidumbre se corresponden con valores de signo negativo, por lo que a priori cabría esperar que incrementos en la incertidumbre suponen variaciones negativas en los rendimientos bursátiles y, además, no encontramos una correlación significativa entre nuestras variables explicativas que pudiese condicionar la aplicación de la metodología econométrica.

### 3.3. Metodología y resultados

Como hemos indicado anteriormente en este capítulo aplicaremos uno de los bloques relevantes de la econometría en este campo: un análisis de cointegración, es decir, de relación a largo plazo. En concreto, aquí se considerarán tres de las más metodologías comúnmente utilizadas por los investigadores:

- (i) Método Engle-Granger (Engle y Granger, 1987): modelo clásico que estudia la cointegración de las variables en un marco sencillo, similar al habitualmente

utilizado de forma estándar en regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

- (ii) Método Gregory-Hansen (Gregory y Hansen, 1996): va más allá del método de Engle-Granger, pues en él tienen cabida puntos de ruptura, cuestión relevante ya que los ciclos económicos fluctúan y afectan al comportamiento de las cotizaciones bursátiles. En casos de crisis, como la del año 2007, los resultados del método Engle-Granger pueden verse alterados. Sin embargo, con el método Gregory-Hansen, en el que cabe la posibilidad de la incorporación de un punto de ruptura, este obstáculo podría solventarse.
- (iii) Método ARDL o Pesaran-Shin-Smith (Pesaran *et al.*, 2001): los métodos de Engle-Granger y de Gregory-Hansen son sensibles a la especificación del modelo, es decir, a lo que se toma como variable dependiente y a la elección de los regresores, aspecto sobre el cual no dan ningún tipo de orientación. Además, exigen que absolutamente todas las variables consideradas (dependiente y regresores) sean integradas de orden 1,  $I(1)$ , es decir, cuenten con una raíz unitaria.

El método ARDL tiene múltiples ventajas, tales como que nos permite determinar, por una parte, la dirección de la causalidad de las variables y, por otra, la dinámica temporal, considerando la posibilidad de existencia de retardos de dichas variables, es decir, que el efecto de ellas pueda no ser instantáneo, sino producirse con cierta demora. Además, dicho método no sólo permite el análisis de la relación entre las variables a largo plazo, sino que también se puede estudiar la relación a corto plazo, mediante el denominado Modelo de Corrección de Error. Por último, cabe destacar que se pueden utilizar tanto variables estacionarias [es decir,  $I(0)$ ] como variables  $I(1)$ ; lo que no admite es variables  $I(2)$ .

En este método se lleva a cabo primero un test de bandas para determinar el sentido de la cointegración [qué variable(s) podría(n) actuar como dependiente(s)] y, una vez seleccionada la ecuación óptima, se realiza la estimación del modelo de equilibrio tanto a corto como a largo plazo.

Habida cuenta que, como se acaba de indicar, las posibilidades de utilización de los distintos métodos de cointegración dependen de las características de las variables en cuanto a su estacionariedad o no estacionariedad, antes de proceder con la aplicación de tales métodos debemos determinar dichas características, tarea que abordamos en la siguiente sección.

### **3.3.1. Contrastes de raíces unitarias**

La finalidad de estos test es verificar si las variables son estacionarias o no, esto es, integradas de orden 0 [ $I(0)$ ] o integradas de orden 1 [ $I(1)$ ], ya que como vimos anteriormente cada método requiere condiciones específicas acerca de su grado de estacionariedad.

Los contrastes de raíz unitaria se han aplicado en primer lugar a los valores en niveles y en segundo lugar a sus primeras diferencias. Se ha utilizado en ambos casos un análisis con constante y se ha seleccionado un total de 12 retardos debido a la periodicidad mensual de los datos; también cabe señalar que estos test se han realizado mediante el criterio de Akaike (AIC).

Para tratar de lograr una mayor robustez de nuestro análisis, optamos por emplear diferentes métodos, como son los test de Dickey-Fuller (ADF) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

#### **3.3.1.1. Test ADF**

En el test ADF la hipótesis nula es la existencia de raíz unitaria, es decir, si el p-valor del contraste es mayor que el nivel de significación del 5%, el cual tomamos como referencia, nos indica que no podemos rechazar que la serie temporal tiene una raíz unitaria y, por tanto, dicha serie no es estacionaria.

Tal y como se observa en la Tabla 8, al realizar el test ADF, al nivel de significación del 5%, todas las variables son estacionarias excepto el GDP y el HICP, las cuales cuentan con una raíz unitaria, es decir, son  $I(1)$ .

**Tabla 8.** Test de raíces unitarias: ADF.

Variables	ADF niveles	ADF diferencias
IBEX	Estacionaria	Estacionaria
EPU	Estacionaria	Estacionaria
VIX	Estacionaria	Estacionaria
GPR	Estacionaria	Estacionaria
GDP	No estacionaria	Estacionaria
HICP	No estacionaria	Estacionaria
IR	Estacionaria	Estacionaria
ER	Estacionaria	Estacionaria

*Fuente:* Elaboración propia.

### 3.3.1.2. Test KPSS

Con carácter complementario, para comprobar los resultados anteriormente obtenidos, se realizó el contraste KPSS, dado que tiene una mayor potencia estadística que el ADF.

La hipótesis nula es la inexistencia de raíz unitaria, por lo que si el p-valor es menor que el nivel de significación del 5% que se toma como referencia, se rechaza la hipótesis de que la serie es estacionaria (se trata de una serie que tiene al menos una raíz unitaria).

**Tabla 9.** Test de raíces unitarias: KPSS.

Variables	KPSS niveles	KPSS diferencias
IBEX	Estacionaria	Estacionaria
EPU	Estacionaria	Estacionaria
VIX	Estacionaria	Estacionaria
GPR	Estacionaria	Estacionaria
GDP	Estacionaria	Estacionaria
HICP	No estacionaria	Estacionaria
IR	Estacionaria	Estacionaria
ER	Estacionaria	Estacionaria

*Fuente:* Elaboración propia.

Los resultados obtenidos se pueden ver en la Tabla 9, donde observamos que todas nuestras variables son estacionarias exceptuando el HICP, que sería no estacionaria,  $I(1)$ . Al tomar primeras diferencias con constante, todas las variables pasan a ser estacionarias.

### 3.3.1.3. Resumen del grado de estacionariedad

Considerando toda la información arrojada por los test de raíces unitarias recogida en la Tabla 10, se puede observar que los resultados son bastante coincidentes entre ambos test, ADF y KPSS: según los dos, serían estacionarias IBEX, EPU, VIX, GPR, IR y ER, mientras que HICP sería no estacionaria y, más concretamente, integrada de orden 1 [I(1)]. Sin embargo, por otra parte, vemos información contradictoria con respecto al GDP, ya que mientras que el test ADF indica que tiene una raíz unitaria, el contraste KPSS apunta, por el contrario, a su estacionariedad, es decir, que se trata de una variable I(0).

**Tabla 10.** Clasificación de las variables atendiendo a su grado de estacionariedad.

Variables	ADF niveles (cte.)	KPSS niveles (cte.)
IBEX	I(0)	I(0)
EPU	I(0)	I(0)
VIX	I(0)	I(0)
GPR	I(0)	I(0)
GDP	I(1)	I(0)
HICP	I(1)	I(1)
IR	I(0)	I(0)
ER	I(0)	I(0)

*Fuente:* Elaboración propia.

A la hora de llevar a cabo el análisis de cointegración, se deben tener en cuenta estos resultados, ya que, según se ha señalado, en función de las propiedades de estacionariedad de nuestras variables se podrían aplicar diferentes métodos. A continuación, se indican las distintas posibilidades a este respecto.

En primer lugar, tenemos el método de Engle-Granger (Engle y Granger, 1987), el cual es un modelo clásico donde se analizaría la cointegración de variables no estacionarias y con el mismo orden de cointegración en un marco sencillo, similar al habitualmente utilizado de forma estándar en regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Debido a que es preciso que todas las variables sean no estacionarias, en nuestro caso no se podría aplicar dicho método.

En segundo lugar, está el método de Gregory-Hansen (Gregory y Hansen, 1996). A diferencia del anterior, en este tienen cabida puntos de rupturas en el

modelo, cuestión relevante en nuestra investigación, ya que los ciclos económicos fluctúan y afectan al comportamiento de las cotizaciones bursátiles, por lo que hay que tener en cuenta que las series temporales se pueden haber visto afectadas por la situación económica cambiante a lo largo del tiempo –en particular, por fenómenos como la crisis económica que comenzó en 2008– que podría dar lugar a rupturas estructurales en dichas series. Para llevar a cabo este método es necesario que todas las variables sean no estacionarias, por lo que en esta investigación no se podría aplicar.

En tercer lugar, se tiene en cuenta el método ARDL (*Autorregressive Distributed Lags*, esto es, Autorregresivo de Retardos Distribuidos), también llamado test PSS, de Pesaran y Shin (1999) y Pesaran *et al.* (2001). A diferencia de los dos anteriores, éste es menos restrictivo, dado que –según hemos señalado anteriormente– nos permite determinar, por una parte, la dirección de la causalidad de las variables y, por otra, la dinámica temporal, considerando la posibilidad de existencia de retardos en los efectos de dichas variables. La metodología de Pesaran *et al.* (2001) no sólo permite el análisis de la relación a largo plazo entre las variables, sino que también se puede establecer la relación de las mismas a corto plazo, mediante el denominado Modelo de Corrección de Error. Además, cabe destacar que en este método es posible utilizar separada o combinadamente tanto variables estacionarias [es decir,  $I(0)$ ] como variables  $I(1)$ , sin admitir variables  $I(2)$ . Cabe mencionar también que, a diferencia de otros procedimientos, dicho método es posible aplicarlo tanto con muestras grandes como muestras pequeñas.

Por ello, en el presente estudio se llevará a cabo un análisis empírico aplicando el método ARDL, puesto que según hemos apuntado los de métodos anteriormente comentados, Engle-Granger y Gregory-Hansen, exigen que para realizar el análisis de cointegración absolutamente todas las variables consideradas (dependiente y regresores) sean integradas de orden 1,  $I(1)$ , es decir, cuenten con una raíz unitaria, requisito que no se cumple en nuestro caso.

### 3.3.2. Modelo ARDL

En un modelo ARDL o Pesaran-Shin-Smith, la variable explicada depende de valores pasados de sí misma y de valores actuales y pasados de otras variables. De este modo, la forma básica de un modelo ARDL ( $p, q$ ) es la siguiente:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-p} + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_q x_{t-q} + \varepsilon_t$$

Donde  $y$  es la variable dependiente,  $x$  es una variable explicativa y  $\varepsilon$  es una variable aleatoria (perturbación), mientras que  $p$  y  $q$  es el máximo número de retardos tomados para la variable dependiente y la variable explicativa, respectivamente.

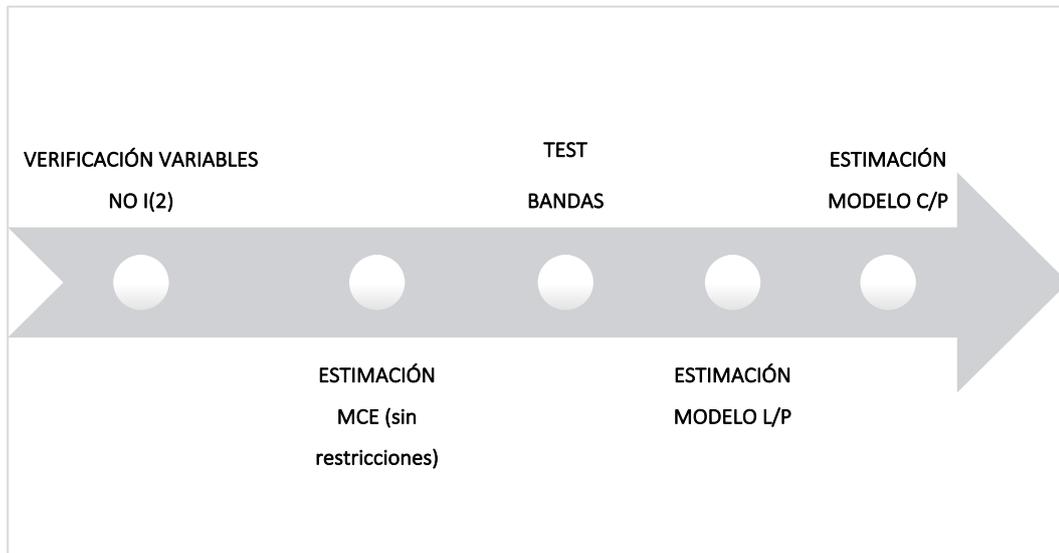
Como se verá más adelante, si se encontrase evidencia de una relación a largo plazo, se puede estimar el correspondiente modelo de corrección de error (MCE), el cual nos indicaría la velocidad de ajuste a una situación de equilibrio en el largo plazo, después de un impacto que ha propiciado cierto desequilibrio provocado en el corto plazo a una de las variables del modelo. Así, el MCE correspondiente se estima a través de la siguiente ecuación:

$$\Delta Y_{t=0} = \alpha_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde la primera parte de la ecuación con los parámetros  $\theta_1$  y  $\theta_2$  representa la relación a largo plazo del modelo, mientras que la que se corresponde con los parámetros  $\alpha_i$  y  $\beta_j$  define la dinámica a corto plazo del mismo. Por su parte  $\alpha_0$  señala el término independiente de la ecuación; el símbolo  $\Delta$ , la primera diferencia de la variable correspondiente y  $\varepsilon_t$  la perturbación aleatoria.

Para llevar a cabo este análisis y ver la posible relación entre las variables, siguiendo la literatura de aplicación de esta metodología por Castellanos-García *et al.* (2014), debemos tener en cuenta los siguientes pasos de este método (Figura 1):

**Figura 1.** Pasos para la aplicación de la metodología ARDL.



Fuente: Elaboración propia.

### Paso 1. Estacionariedad

En primer lugar, se debe verificar que ninguna de las variables sean  $I(2)$ . A diferencia de los métodos de Engle-Granger y Gregory-Hansen, los cuales solo permiten utilizar variables  $I(1)$ , en el método ARDL se pueden incluir variables estacionarias [ $I(0)$ ] y/o integradas de orden 1 [ $I(1)$ , es decir, con una raíz unitaria], de forma separada o simultáneamente.

### Paso 2. MCE “sin restricciones”

Se estima un Modelo de Corrección de Error “sin restricciones” con el cual se va a determinar la estructura de retardos adecuada para el modelo ARDL, aplicando cierto criterio ( $R^2$ , AIC, BIC, HQ).

Posteriormente, debemos realizar un diagnóstico al modelo para comprobar sus propiedades y poder establecer si resulta válido, sin ningún tipo de anomalía. Para ello, debemos llevar a cabo un análisis de los siguientes aspectos: (i) autocorrelación de los residuos, (ii) especificación adecuada, (iii) normalidad de los residuos, (iv) heterocedasticidad de los residuos y (v) estabilidad del modelo, verificada mediante los estadísticos CUSUM y CUSUMQ.

### Paso 3. Test PSS o “test de bandas”

Hay que realizar una prueba específica (“test de bandas”) para establecer la evidencia de una relación entre las variables incluidas en el modelo ARDL. dicho

test contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de no existencia de cointegración en el modelo estimado. Este test supone una importante ventaja del método ARDL con respecto a los otros dos métodos de cointegración ya señalados, en el sentido de que permite determinar la dirección de la causalidad de todas las variables. Otra de las ventajas que implica es que a las diferentes variables se le pueden asignar diferentes longitudes de retardos en los periodos de tiempo a medida que ingresan en el modelo, lo que facilita la posibilidad de saber hasta qué punto los valores pasados influyen en dicho modelo.

#### **Paso 4. Largo y corto plazo**

Una vez se ha comprobado que el modelo de corrección de error “no restringido” es válido a los efectos de los diagnósticos señalados y que el test de bandas refleja la existencia de cointegración, se debe estimar un modelo en niveles a largo plazo, así como un modelo de corrección de errores “restringido”, en caso de que el resultado de la estimación del modelo a largo sea afirmativo. Ambas estimaciones se utilizarán para medir los efectos dinámicos a largo y a corto plazo.

De esta forma podremos obtener una estimación de un modelo econométrico que nos pondrá de manifiesto si existe una evidencia de cointegración entre las variables, y que además también nos proporcionará información de posibles relaciones a corto plazo, es decir, impactos que no persisten en el tiempo y pueden estar ligados a shocks en las cotizaciones. Dichos impactos realmente no afectarían en más de cierto periodo de tiempo desde que se ha producido el hecho correspondiente. Sin embargo, cuando hablamos de cointegración, podemos relacionarla con conceptos de relaciones de equilibrio en la teoría económica, pues se podría entender que se caracterizaría por la ausencia de una inherente tendencia al cambio y movimientos duraderos en las series temporales (Banerjee *et al.*, 1993).

De acuerdo con el enfoque de Hendry y Ericsson (1991) el método ARDL se basa en un análisis de lo general a lo específico puesto que en un primer momento se podrían incluir todas las variables que se considerasen que podrían influir en el comportamiento de la variable dependiente para a continuación poder indicar

cuáles serían las relevantes a la hora de la inclusión en el modelo. Esto resulta relevante pues a la hora de la estimación de un modelo con problema de error de especificación se debe tener en cuenta que este error puede venir derivado, en primer lugar, de la omisión de una variable relevante, dado que en este caso el modelo será sensible al grado de relación entre la variable omitida y las incluidas, ya que si dicha relación no es muy elevada los estimadores serán sesgados e inconsistentes y tendrán peores predicciones; el segundo de los supuestos es la inclusión de una variable irrelevante, y en este escenario las consecuencias no son tan relevantes como en el caso anterior ya que los estimadores MCO serán los ELIO (Estimadores Lineales Insesgados Óptimos) de los parámetros, aunque sí empeora la precisión de los estimadores y la capacidad predictiva del modelo puesto que generaría problemas de multicolinealidad con los regresores del mismo (Gujarati y Porter, 2010).

Finalmente, podremos utilizar los resultados del modelo estimado en el paso 4 para medir los efectos dinámicos a corto plazo y las relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables.

### 3.3.2.1. Determinación del número óptimo de retardos

Como paso previo a la aplicación de la metodología ARDL, se debe establecer el número de retardos con el cual se va a trabajar. A priori, según Pesaran y Pesaran (2009, p. 106), al tratarse de datos de una periodicidad mensual, el número de retardos recomendable sería 12, lo cual para nuestro modelo implicaría que el número de regresiones necesarias en este caso sería de nada menos que 815,73 millones [( $m = 12$ ,  $k = 7$ ):  $n^{\circ}$  regresiones =  $(12+1)^{7+1} = 815,73 * 10^6$ ; donde  $m$  es el número de retardos y  $k$  el número de regresores], lo cual resultaría inmanejable en la práctica. Por ello, decidimos llevar a cabo el procedimiento seguido por Khan y Khan (2018), para saber el número óptimo de retardos (*lags*), usando para ello el programa informático *Eviews*.

**Tabla 11.** Selección de retardos.

Nº of Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-6394,617	NA	4,36e+14	56,41072	56,53142*	56,45942
1	-6290,248	200,4616	3,05e+14	56,05505	57,14137	56,49340
2	-6132,101	292,6058	1,33e+14	55,22556	57,27751	56,05355
3	-5980,548	269,7255	6,20e+13	54,45416	57,47174	55,67180
<b>4</b>	<b>-5871,693</b>	<b>186,0597</b>	<b>4,22e+13</b>	<b>54,05897</b>	<b>58,04217</b>	<b>55,66625*</b>
5	-5809,653	101,6688	4,36e+13	54,07624	59,02507	56,07316
6	-5761,658	75,26944	5,13e+13	54,21726	60,13171	56,60382
7	-5690,562	106,4878	4,98e+13	54,15473	61,03481	56,93094
8	-5629,577	87,04502	5,35e+13	54,18129	62,02700	57,34715
9	-5529,424	135,8909	4,12e+13	53,86276	62,67409	57,41826
10	-5295,963	300,3108	9,96e+12	52,36972	62,14667	56,31486
11	-5220,395	91,87961	9,86e+12	52,26780	63,01037	56,60258
12	-5139,750	92,36865*	9,54e+12*	52,12115*	63,82935	56,84558

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

*Fuente:* Elaboración propia a partir de EViews.

Como se puede observar en la Tabla 11, según este procedimiento para los criterios LR, FPE y AIC el número de retardos adecuados sería 12; según el criterio SC, dicho número sería 0, mientras que, por último, de acuerdo con el criterio HQ sería 4. Dado que, como se ha visto anteriormente, en nuestro modelo resulta en la práctica muy complicado trabajar con 12 retardos, decidimos establecer un máximo de 4 retardos, atendiendo al criterio HQ.

### 3.3.2.2. Contraste de bandas o test PSS

La siguiente fase de la estimación de los modelos ARDL es la del test de bandas, donde se analiza la causalidad de las variables, es decir, si cada una de las variables consideradas debe estar en el modelo y de qué forma (variable dependiente/regresor). En dicho test la hipótesis nula ( $H_0$ ) es la no existencia de cointegración ( $H_0 : \theta_1 = \theta_2 = 0$ ;  $H_1 : H_0$  falsa).

Debemos señalar que a la hora de analizar los resultados del estadístico empleado en dicho test (estadístico F de Snedecor) existen inconvenientes debido a su distribución no estándar, situación que Toda y Yamamoto (1995) han intentado justificar y por la cual Pesaran *et al.* (2001) indican un método especial para llevar a cabo el contraste usando dos valores teóricos, un límite inferior (Li) y un límite superior (Ls), ambos proporcionados en las Tablas de Pesaran *et al.* (2001, p. 300), siendo el criterio de búsqueda el número de variables del modelo a estudiar (k), que en nuestro caso es igual a 8 (IBEX, EPU, VIX, GPR, GDP, HICP, IR y ER), las características del modelo (con intercepto, con tendencia) y el nivel de significación que queramos aplicar. Los resultados del test de bandas pueden ser los siguientes:

- Estadístico F menor que el límite inferior: No rechazamos  $H_0$ , es decir, no se puede rechazar que no hay cointegración, que no existe relación a largo plazo entre las variables.
- Estadístico entre el límite inferior y el límite superior: Resultado dudoso, no podemos concluir nada.
- Estadístico mayor que el límite superior: Rechazamos  $H_0$ , de modo que no se podría afirmar que no hay cointegración, una relación a largo plazo entre las variables. Este sería el caso que nos indicaría la relación significativa a la hora de estimar el modelo ARDL.

Además de contrastar el estadístico F, se podría aplicar con carácter complementario y en el supuesto de que el estadístico F no arroje resultados concluyentes, un test *t*, el cual contrastaría la significatividad individual de las variables en su primer retardo, es decir,  $H_0: \theta_1 = 0$  y  $H_1: \theta_1 \neq 0$ . Debido a que estamos contrastando si existe o no una relación a largo plazo entre las variables, se debe tener en cuenta que, si rechazamos la hipótesis nula, implicaría la existencia de cointegración.

Utilizando el programa informático *Microfit*, obtenemos el resultado del test de bandas de los modelos de estudio. Los resultados se pueden observar en la Tabla 12, donde el IBEX es la variable dependiente (los regresores son las variables EPU, VIX, GPR, GDP, IR, ER y CPI). Dichos resultados señalan que, a un nivel de significación del 5%, no existe evidencia contraria a la cointegración, por lo que

podemos proceder al análisis de los modelos ARDL correspondientes (Castellanos-García, *et al.*, 2014).

**Tabla 12.** Contraste PSS.

Variable dependiente	Test F	Test t		Regresores
IBEX	17,5137	140,1092		EPU, VIX, GPR, GDP, HICP, IR, ER
Nivel significación	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
5%	2,3148	3,5630	18,5186	28,5039
10%	2,0289	3,1652	16,2313	25,3215

Nota: Los valores críticos de los intervalos en el contraste de F y de t provienen de las Tablas de Pesaran et al. (2001) para constante no restringida y sin tendencia (k=8).

Fuente: Elaboración propia, a partir de los resultados obtenidos con Microfit.

### 3.3.2.3. Estimación del modelo ARDL

Una vez realizado el test de bandas en el cual hemos contrastado la relación de nuestras variables a lo largo del tiempo se llevará a cabo la estimación del modelo de corrección de errores no restringido, el cual se podría expresar de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 IBEX_t = & \alpha_0 + \sum_{i=0}^4 \omega_i IBEX_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_i EPU_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_i VIX_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \eta_i GPR_{t-i} + \\
 & + \sum_{i=0}^4 \gamma_i GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \psi_i HICP_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \phi_i IR_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \varpi_i ER_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

Donde todas las variables ya se han definido previamente;  $\varepsilon_t$  correspondería a la perturbación aleatoria;  $\alpha_0$  al término independiente de la ecuación;  $\omega_i$ ,  $\delta_i$ ,  $\beta_i$ ,  $\eta_i$ ,  $\gamma_i$ ,  $\psi_i$  y  $\phi_i$  a los coeficientes de los regresores; y  $\varpi_i$  a los coeficientes de los retardos de la variable dependiente.

La estimación del modelo de corrección de errores no restringido podría llevarse a cabo mediante distintos criterios: (i) Criterio  $R^2$ , (ii) Criterio AIC (*Akaike Information Criterion*), (iii) Criterio BIC (*Schwarz Bayesian Information Criterion*), (iv) Criterio HQ (*Hannan-Quinn Information Criterion*). En el presente estudio se optó por emplear el criterio comúnmente conocido  $R^2$ , que dio como solución el modelo ARDL (3, 0, 1, 0, 4, 2, 2, 3):

$$IBEX_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^3 \omega_i IBEX_{t-i} + \delta_0 EPU_t + \sum_{i=0}^1 \beta_i VIX_{t-i} + \eta_0 GPR_t + \\ + \sum_{i=0}^4 \gamma_i GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \psi_i HICP_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \phi_i IR_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \varpi_i ER_{t-i} + \varepsilon_t$$

Tal y como hemos comentado en la descripción del método, a continuación se realiza un diagnóstico de autocorrelación de los residuos, especificación adecuada, normalidad de los residuos, heterocedasticidad de los residuos y estabilidad del modelo.

Se debe tener en cuenta la existencia de dos versiones (LM y F) de los diversos test de diagnóstico, siendo la primera la adecuada para muestras grandes, como es la del caso de este trabajo. A continuación, en la Tabla 13 se resumen los resultados obtenidos.

**Tabla 13.** Resultados de los diferentes test del modelo ARDL.

<i>Statistical test</i>	<i>LM version</i>	<i>F versión</i>
<b>Lagrange test</b>	CHSQ (12) = 4,9644 [,959]	F(12, 200) = ,35968 [,976]
<b>RESET test</b>	CHSQ (1) = 3,7273 [,054]	F(1, 201) = 3,4006 [,067]
<b>Heteroscedasticity test</b>	CHSQ (1) = 1,0357 [,309]	F(1, 231) = 1,0315 [,311]
<b>Normality test</b>	CHSQ (2) = 21,1307 [,000]	Not applicable

*Fuente:* Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con *Microfit*.

En el test de Lagrange se contrasta la hipótesis nula de que los residuos no están correlacionados ( $H_0$ : Inexistencia de autocorrelación). En este caso se observa que, al nivel de significación del 5%, no se rechaza  $H_0$ , por lo que el modelo sería válido desde el punto de vista de la existencia de autocorrelación, es decir, no habría autocorrelación.

El test RESET de Ramsey contrasta la hipótesis nula de que el modelo está bien especificado ( $H_0$ : Modelo bien especificado). Aquí resulta que, al nivel de significación del 5%, no se rechaza  $H_0$ , lo cual indicaría que el modelo está bien especificado.

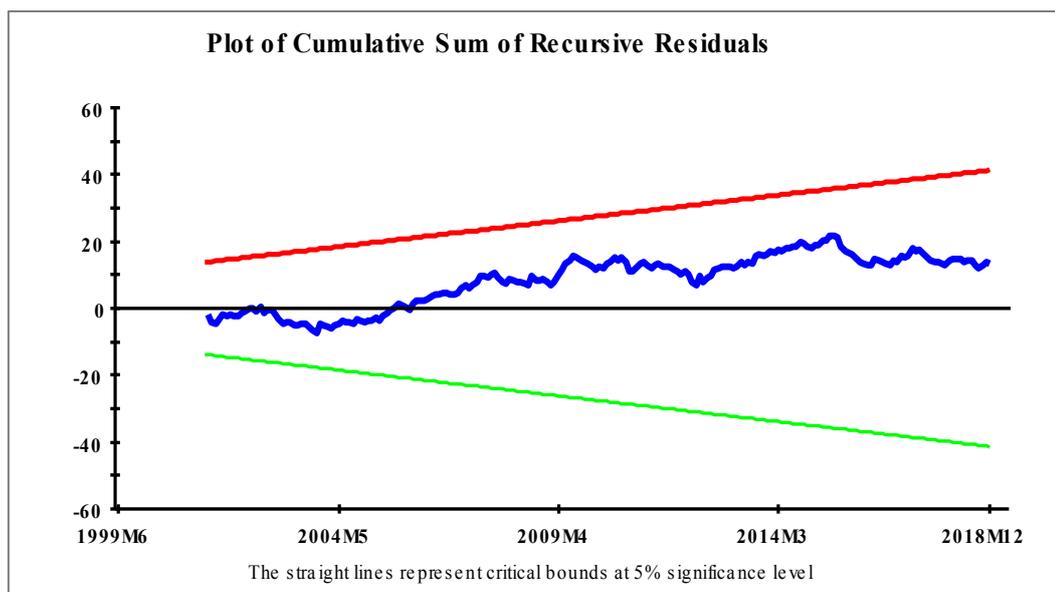
El test de heterocedasticidad contrasta la hipótesis nula de homocedasticidad ( $H_0$ : Homocedasticidad); en este caso no se rechaza  $H_0$ , por lo que el modelo es homocedástico.

El test de normalidad contrasta la hipótesis nula de normalidad de la distribución de los residuos ( $H_0$ : Distribución normal). En este caso, se rechaza  $H_0$ , por lo que no se puede decir que los residuos sigan una distribución normal. Sin embargo, tal y como apuntan Gujarati y Porter (2010) cuando sólo los errores no están distribuidos normalmente en el modelo podremos afirmar que los estimadores siguen siendo ELIO pues, al aplicar el teorema central del límite (TCL), se justificaría la normalidad del término de error.

Otro argumento que permite suavizar la importancia del problema de falta de normalidad observado en nuestros resultados es el señalado por Fernández e Yzaguirre (1995) que apuntan que, a la hora de analizar un periodo largo, como es nuestro caso, pueden ocurrir mayores distorsiones y cambios en la tendencia y por ello que no se obtenga la normalidad de las perturbaciones.

Para completar el análisis se estudia la estabilidad a largo plazo del modelo a través de los estadísticos CUSUM y CUSUMQ. El valor del estadístico CUSUM debería estar alrededor de cero ya que dicho valor es su esperanza, por lo que en los momentos en los cuales se aleja de dicho valor se podría sospechar la existencia de puntos de ruptura y en los momentos en los que el estadístico saliese fuera de las bandas de confianza nos indicaría una posible inestabilidad paramétrica. Por otra parte, el estadístico CUSUMQ debería estar también cercano a la esperanza del valor y al igual que CUSUM debe permanecer dentro de las bandas de confianza.

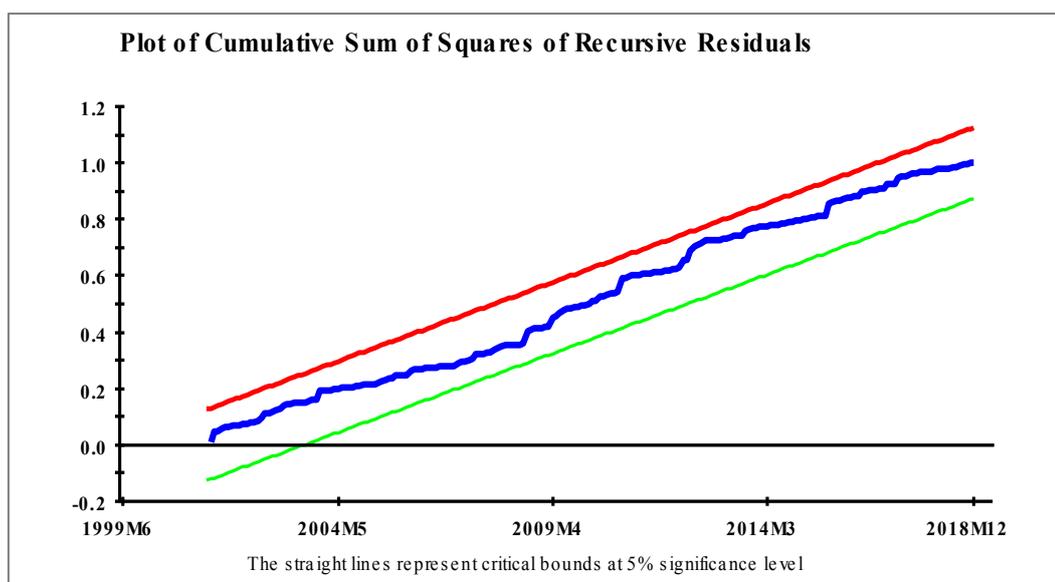
Gráfico 14. Estadístico CUSUM.



Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con *Microfit*.

A lo largo de la serie temporal de nuestro modelo se observa en el Gráfico 14 que el estadístico CUSUM nos permite decir que no hay evidencias contrarias a la estabilidad paramétrica del modelo. Conclusión a la que también se llega observando el estadístico CUSUMQ, en el Gráfico 15, puesto que en ningún caso sobrepasa las bandas de confianza.

Gráfico 15. Estadístico CUSUMQ.



Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con *Microfit*.

Una vez realizadas todas las pruebas de diagnóstico y sus análisis, podemos considerar válido el modelo ARDL estimado, que sería el recogido en la Tabla 14.

En dicha tabla, podemos observar de forma preliminar la relación que tiene cada regresor con la variable dependiente. En este sentido, se podría indicar que las variables significativas al 5% en el modelo serían: el EPU, el VIX, el primer retardo del VIX y el primer retardo del GDP. En los tres primeros casos, los coeficientes de regresión presentan signo negativo, mientras que en el último el coeficiente es positivo. Es decir, que la incertidumbre de política económica a nivel global influye negativamente en los rendimientos del IBEX 35. Asimismo, la volatilidad en los mercados financieros de renta variable a nivel mundial influye de forma negativa en el índice bursátil español y no sólo en su mismo periodo, sino que también con un retardo de un mes seguiría afectando a nuestro índice de referencia. Por último, podemos ver que el PIB de nuestro país también repercute en nuestro mercado financiero, esta vez de forma positiva, cuestión que pone de manifiesto que, si estamos en un ciclo económico de bonanza, esto se verá reflejado en un incremento de las inversiones y por tanto en un alza de las cotizaciones bursátiles.

**Tabla 14.** ARDL (3, 0, 1, 0, 4, 2, 2, 3).

Regresor	Coefficiente	Estadístico t	p-valor
IBEX(-1)	-0,039	-0,625	0,533
IBEX(-2)	-0,026	-0,465	0,643
IBEX(-3)	0,086	1,544	0,124
GEPV	-0,066	-3,932	0,000
VIX	-0,135	-8,288	0,000
VIX(-1)	-0,039	-2,206	0,028
GPR	-0,002	-0,363	0,717
GDP	0,327	0,548	0,584
GDP(-1)	1,336	2,147	0,033
GDP(-2)	-0,586	-1,882	0,061
GDP(-3)	0,368	0,590	0,556
GDP(-4)	0,784	1,335	0,183
HICP	-1,184	-1,941	0,054
HICP(-1)	0,263	0,449	0,654
HICP(-2)	-1,183	-1,943	0,053
IR	0,001	0,537	0,592
IR(-1)	0,000	0,084	0,933
IR(-2)	0,004	1,437	0,152
ER	0,069	0,276	0,783
ER(-1)	0,001	0,003	0,998
ER(-2)	-0,163	-0,634	0,527
ER(-3)	0,460	1,859	0,064
C	0,623	1,578	0,116

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con *Microfit*.

Pasando a desarrollar el estudio de cointegración propiamente dicho, a continuación se estima, por un lado, el modelo a largo plazo por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en el cual se incluyen las variables en niveles. Como apunta su propio nombre, dicho modelo nos indica la relación de equilibrio a largo plazo entre las variables.

Por otra parte, se estima un modelo de corrección de error (MCE) “restringido”, también por mínimos cuadrados ordinarios, pero ahora utilizando las primeras diferencias de las variables; este modelo representa la dinámica de las relaciones a corto plazo entre las variables estudiadas.

### **Modelo a largo plazo**

Los coeficientes del modelo a largo plazo obtenidos en la estimación por MCO se muestran en la Tabla 15.

**Tabla 15.** Modelo ARDL: coeficientes a largo plazo.

<b>Regresor</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>p-valor</b>
EPU	-0,067	-3,624	0,000
VIX	-0,178	-5,983	0,000
GPR	-0,002	-0,364	0,716
GDP	2,276	2,706	0,007
HICP	-2,150	-1,751	0,081
IR	0,005	1,166	0,245
ER	0,375	0,903	0,367
C	0,637	1,546	0,124

*Fuente:* Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con *Microfit*.

La principal cuestión a estudiar en el presente trabajo es la cointegración (es decir, la relación a largo plazo) entre las variables de incertidumbre y los rendimientos de las cotizaciones del índice bursátil. En este sentido, en la tabla 15 se observa que el EPU y el VIX resultan variables de incertidumbre significativas al 1% y de signo negativo, es decir, incrementos en la incertidumbre provocarían disminuciones en las cotizaciones del IBEX 35.

Específicamente, ante un incremento unitario de la incertidumbre en la política económica, a largo plazo, tales rendimientos disminuirían en 0,067 unidades.

Por su parte, ante un incremento unitario de la volatilidad en los mercados financieros de renta variable, a largo plazo, los rendimientos en las cotizaciones del IBEX 35 disminuirían en 0,178 unidades.

En cambio, el tercer indicador de incertidumbre, el GPR, no resulta, en absoluto, significativo (p-valor = 0.716) en la bolsa de valores española.

Respecto a las variables de control, al 5% tan sólo resulta significativo, y con signo positivo, el GDP.

### **Modelo a corto plazo**

Por último, se muestran los resultados del modelo de corrección de error “restringido” (ECM) para determinar la relación a corto plazo de las variables incluidas en el análisis. Este ECM permite analizar el impacto de un shock en las variables del modelo, así como el tiempo de ajuste necesario para volver a la situación inicial de equilibrio.

En primer lugar, se debe verificar que en dichos resultados el coeficiente de corrección de error (el cual muestra la velocidad de ajuste hacia el equilibrio después del impacto a corto plazo) es estadísticamente significativo y es de signo negativo. Tal y como podemos observar en la Tabla 16, ambos requisitos se cumplen, y la velocidad del ajuste es muy rápida (casi un 98% en el plazo de un mes).

Observando los resultados arrojados para las variables de incertidumbre, podemos indicar que el EPU tiene una relación significativamente negativa con los rendimientos de las cotizaciones del IBEX 35. El VIX también se muestra significativo y presenta un signo negativo, teniendo este segundo indicador un mayor impacto en la bolsa de valores española. En tercer lugar, el riesgo geopolítico no se mostraría significativo, por lo que no podríamos indicar una relación inversa clara entre esta incertidumbre y las cotizaciones del mercado bursátil de nuestro país.

En resumen, se constata que dos de las variables de incertidumbre consideradas están, pues, inversamente relacionadas a corto plazo con los rendimientos bursátiles, es decir, incrementos en la incertidumbre desde un punto

de vista de política económica y de mercados financieros están asociados con disminuciones de la cotización del IBEX 35.

**Tabla 16.** Modelo ARDL: coeficientes a corto plazo (ECM).

Regresor	Coefficiente	Estadístico t	p-valor
dIBEX1	-0,060	-0,769	0,443
dIBEX2	-0,086	-1,544	0,124
dEPU	-0,066	-3,932	0,000
dVIX	-0,135	-8,288	0,000
dGPR	-0,002	-0,363	0,717
dGDP	0,327	0,548	0,584
dGDP1	-0,566	-1,168	0,244
dGDP2	-1,152	-2,397	0,017
dGDP3	-0,784	-1,335	0,183
dHICP	-1,184	-1,941	0,054
dHICP1	1,183	1,943	0,053
dir	0,001	0,537	0,592
dir1	-0,004	-1,437	0,152
dER	0,069	0,276	0,783
dER1	-0,297	-0,983	0,327
dER2	-0,460	-1,859	0,064
ecm(-1)	-0,979	-9,890	0,000

Fuente: Elaboración propia, a partir de los resultados de *Microfit*.

### 3.4. Discusión y conclusiones

A raíz de la evidencia empírica obtenida en este capítulo, se pone de relieve que, de forma similar a lo que ocurre con la producción de ciertos bienes y servicios, la puesta en práctica de medidas de política económica puede dar lugar efectos externos que afecten a los mercados. Más concretamente, de acuerdo con nuestros resultados, la generación de incertidumbre como consecuencia de las políticas económicas produciría un impacto negativo, y muy significativo, sobre el mercado bursátil, empeorando los precios de las acciones.

Al analizar los coeficientes del modelo ARDL a largo plazo se llega a la conclusión de que los rendimientos de las cotizaciones de la bolsa de valores tienen una estrecha relación positiva con el crecimiento económico a largo plazo, es decir, ante un panorama de crecimiento económico el IBEX 35 presentaría rendimientos

positivos (Kim, 2003; Mukherjee y Naka, 1995). Por otra parte, la inflación, el tipo de interés y el tipo de cambio no resultarían significativos a largo plazo de cara a dichas cotizaciones.

Con respecto a la incertidumbre, los resultados obtenidos en este estudio apuntan que esta provocaría disminuciones en las cotizaciones del IBEX 35. Por una parte, la incertidumbre en la política económica influye a largo plazo de manera negativa sobre los rendimientos de las acciones del índice, de la misma forma que han concluido Liang *et al.* (2020). Cuestión similar ocurre con la incertidumbre en las volatilidades de los mercados financieros de renta variable, de modo que ante un incremento del VIX, a largo plazo, los rendimientos en las cotizaciones del IBEX 35 disminuirían. Cabe señalar que la volatilidad en los mercados bursátiles tendrá un mayor efecto en el índice nacional que la incertidumbre derivada de la política económica, misma conclusión a la que han llegado Yao *et al.* (2020).

Por el contrario, el tercer indicador tenido en cuenta en cuanto a la medición de la incertidumbre en el ámbito geopolítico global (GPR) no resulta, en absoluto, significativo para el caso español. Esta situación podría deberse a la baja influencia a largo plazo de los acontecimientos que generan riesgos geopolíticos a nivel mundial en nuestro índice bursátil. Sin embargo, este riesgo podría provocar shocks relevantes en periodos muy cortos de tiempo, donde la periodicidad mensual de nuestros datos hace que no se pueda apreciar su influencia y, además, podría venir derivado del menor impacto de estos riesgos geopolíticos internacionales ocurridos hasta el año de estudio, el año 2018.

En el modelo ARDL a corto plazo, los coeficientes del EPU y del VIX son significativos individualmente y el término de corrección de error negativo (y significativo), lo que nos indicaría una relación a corto plazo entre la incertidumbre de política económica y la volatilidad en los mercados financieros de renta variable con respecto al IBEX 35. Es decir, tienen una relación negativa a corto plazo, por lo que incrementos en la volatilidad de los mercados financieros (VIX) y en la incertidumbre de la política económica (EPU) se traduce en disminuciones de los rendimientos de las cotizaciones del IBEX 35, siendo la velocidad de ajuste del shock

de incertidumbre para volver a la situación inicial de equilibrio de un plazo de aproximadamente un mes.

Cabe destacar que, de acuerdo con nuestras estimaciones, la incertidumbre desempeña un papel destacado en el comportamiento de los precios bursátiles. Más aún, su impacto sobre éstos revela ser más significativo que el de otras magnitudes macroeconómicas consideradas más frecuentemente en la literatura. Concretamente, el modelo estimado pone de manifiesto que a largo plazo no serían significativos la inflación, el tipo de interés ni el tipo de cambio. Únicamente lo sería el crecimiento económico, que tendría un efecto favorable sobre los mercados de acciones: una coyuntura alcista en la producción de bienes y servicios iría pareja con una mejora de las cotizaciones de la renta variable, y viceversa.

Estos resultados sugieren que los *policymakers*, a la hora de implementar sus políticas económicas, deberían tener muy presente la conveniencia de tratar de minimizar, en la medida de lo posible, la generación de incertidumbre entre los agentes económicos, pues, entre otras razones, una actuación errática traería aparejado un impacto negativo en los mercados bursátiles del país. Se produciría una suerte de externalidad que afectaría desfavorablemente a las cotizaciones y, en consecuencia, podría dar lugar a repercusiones adversas en cuanto a la financiación empresarial y, por tanto, en la actividad económica de dicho país.

Además, la evidencia empírica obtenida puede resultar de utilidad a los inversores a la hora de realizar un análisis de su planificación financiera pues han de adoptar estrategias óptimas de inversión, donde se tengan en cuenta estas incertidumbres ya que ante oscilaciones en estos ámbitos verán afectado su capital.



## Capítulo 4. Influencia de la incertidumbre en los índices bursátiles: aplicación de modelos de panel

### 4.1. Introducción

El objetivo principal de este capítulo es doble: por una parte, se pretende determinar la relación existente entre la incertidumbre y el comportamiento de los índices bursátiles en todo el mundo, y por otra, comparar los efectos conjuntos de diferentes formas de incertidumbre a través de tres perspectivas: la de política económica, la volatilidad de los mercados financieros y los riesgos geopolíticos.

En particular, se llevará a cabo un enfoque de panel para establecer si esta forma de incertidumbre desempeña el mismo papel en distintos países; para ello, utilizamos datos de panel de veinte países de todo el mundo entre enero de 2003 y diciembre de 2020, un periodo que incluye diferentes ciclos y acontecimientos económicos relevantes. En este panel la incertidumbre se tiene en cuenta, por un lado, como una variable específica para cada país, esto es, desde la perspectiva de quienes se ven afectados por situaciones específicas nacionales (en el ámbito de

política económica). Y, por otro, como indicadores globales que puedan influir en las cotizaciones de los índices bursátiles (en el ámbito de los mercados financieros y el geopolítico). De este modo, se estudia la repercusión de la incertidumbre en los mercados de valores de veinte economías con características diversas, teniendo presentes los posibles efectos diferenciales según el tipo de país.

La motivación del uso de datos de panel también es doble: por una parte, permite la estimación de parámetros sin sesgo, o lo que es lo mismo, eliminar el impacto de la heterogeneidad inobservable entre las unidades *cross-section*, y, por otra, distinguir los efectos permanentes de los efectos transitorios en las variaciones de la variable dependiente. En cuanto a la aplicación de modelos de panel, nos centraremos en los modelos estáticos, a través de los enfoques de efectos fijos y efectos aleatorios, los cuales se estimarán partiendo del modelo MCO combinado y siguiendo el procedimiento habitual (Baltagi, 2005; Greene, 2012; Wooldridge, 2002), aplicado por Martín-Legendre *et al.* (2020).

Por último, mediante las estimaciones del modelo de efectos aleatorios también se aplicará el análisis de las variables dicotómicas temporales que puedan incidir en nuestro modelo, pues las existencias de acontecimientos relevantes a nivel mundial pueden afectar el comportamiento de las cotizaciones de los índices bursátiles en su conjunto.

Como análisis preliminar a la aplicación de la metodología de panel, en la sección 2 del capítulo, se realiza un estudio sobre el comportamiento de la incertidumbre de política económica a nivel mundial. Con ello se pretende determinar la existencia de grupos diferenciables de países teniendo en cuenta los niveles y la variabilidad de la incertidumbre, así como establecer si hay diferencias significativas entre grandes áreas geográficas en cuanto al comportamiento de la incertidumbre. La disponibilidad de datos permite realizar este estudio con la aplicación de análisis clúster y ANOVA únicamente para los indicadores de incertidumbre de política económica.

Posteriormente, en la sección 3, se ponen de manifiesto los datos y las variables consideradas. En la sección 4, se indica la metodología a utilizar en este caso, así como la evidencia empírica y los resultados obtenidos a través de su

aplicación. En la sección 5, justificamos y discutimos dichos resultados, y establecemos las correspondientes conclusiones.

#### **4.2. Análisis preliminar del comportamiento de la incertidumbre de política económica a nivel mundial**

De forma previa al análisis de panel, se estudia el comportamiento de la incertidumbre de política económica a nivel global, con el objetivo de dilucidar si existen grupos diferenciados de países teniendo en cuenta los niveles y la variabilidad de la incertidumbre y, además, si hay o no diferencias significativas entre grandes áreas geográficas en lo que respecta al comportamiento de la incertidumbre. En este caso, nos centraremos en la incertidumbre de política económica debido a la gran disponibilidad de datos desagregados por países, situación que no ocurre ni para el caso del índice de volatilidad ni para el de los riesgos geopolíticos.

Para estudiar esta relación, aplicamos el análisis de conglomerados y ANOVA mediante el programa *SPSS*. Teniendo en cuenta los niveles y la variabilidad de la incertidumbre de la política económica, tratamos de determinar si existen grupos diferenciados de países (análisis de conglomerados jerárquico) y si existen diferencias significativas entre grandes áreas geográficas en cuanto al comportamiento de la incertidumbre de política económica (ANOVA). Los resultados derivados de la aplicación de ambas técnicas permiten juzgar el grado de similitud entre los países en relación con su incertidumbre de política económica y si es consistente en bloques de países.

Marfatia *et al.* (2020) han analizado conjuntamente los indicadores de la EPU para 17 países diferentes, a través de un MST (*Minimum Spanning Tree*, una red de dependencia que utiliza correlaciones parciales), concluyendo que los indicadores EPU de Estados Unidos y Alemania dominan una red de incertidumbre política mundial así como la red de transmisión de flujos de información en la red de dependencia, mientras que Grecia, Rusia y Brasil son los tres principales receptores de información en la red mundial del EPU. Con nuestro análisis veremos si se

intuyen los mismos resultados. Popp y Zhang (2023) analizan los efectos contagio de los índices EPU, llegando a la conclusión de que existen mayores efectos contagio en periodos recesivos y que la interconexión del índice EPU, los mercados financieros y la confianza empresarial son canales importantes de efecto contagio entre las economías. Por último, Dai *et al.* (2019) realizan un análisis a través de algoritmo del gráfico de visibilidad donde comparan la incertidumbre de política económica de China y Estados Unidos, concluyendo que la primera es mayor y más volátil con respecto a la segunda.

#### **4.2.1. Análisis clúster jerárquico**

El análisis clúster es un conjunto de técnicas estadísticas multivariantes que tienen como objetivo clasificar a un conjunto de casos o individuos en conglomerados o clústeres, es decir, de grupos de sujetos que guarden bastante parecido entre sí.

La diferencia fundamental entre el análisis clúster y el discriminante reside en que en el primero los grupos son desconocidos a priori, pues es precisamente lo que queremos determinar; mientras que, en el segundo, los grupos son conocidos y lo que pretendemos es saber en qué medida las variables disponibles discriminan esos grupos y nos pueden ayudar a asignar los individuos a dichos grupos.

En el contexto de nuestra tesis doctoral, dado un conjunto de países ( $N$  elementos) caracterizados por la información de  $n$  variables  $X_j$ , ( $j = 1, 2, \dots, n$ ), se pretende clasificarlos de manera que los países pertenecientes a un grupo (clúster) (y siempre con respecto a la información disponible) sean tan similares entre sí como sea posible, siendo los distintos grupos tan diferentes entre ellos como se pueda. El análisis clúster tiene importancia en esta investigación, pues nos permite descubrir los patrones que se ocultan en los datos de incertidumbre.

Como apunta Alvargonzález (1992), los orígenes del análisis de conglomerados se remontan a la taxonomía de Linneo, quien a través de sus clasificaciones dio con principios clave para el análisis jerárquico. El trabajo de Sokal y Sneath (1963) marca

el inicio de las técnicas de clusterización, que, poco a poco, han ido extendiendo sus aplicaciones a todos los ámbitos científicos.

Existen dos métodos para realizar análisis clúster: la clasificación jerárquica y la no jerárquica. En una clasificación no jerárquica se forman grupos homogéneos sin establecer relaciones entre ellos. En una clasificación jerárquica, en cambio, los grupos se van fusionando (o subdividiendo) sucesivamente, siguiendo una prelación o jerarquía, decreciendo la homogeneidad conforme se van haciendo más amplios. En nuestro caso, utilizaremos la agrupación jerárquica (*hierarchical clustering*) donde los países no se dividen en clústeres de una sola vez, sino que se van haciendo particiones sucesivas a distintos niveles de agregación.

En el presente estudio, este análisis clúster nos permite dividir el conjunto de países seleccionados en grupos homogéneos entre sí y heterogéneos entre ellos; con ello, perseguimos el objetivo de evidenciar hasta qué punto converge la incertidumbre de política económica a través de sus similitudes y distinciones.

El análisis clúster (tomando la distancia euclidiana como medida de distancia) lo realizamos primero para todos los países y después para el subconjunto de los miembros de la Unión Monetaria Europea (UME) considerando la media, la desviación estándar y la media y la desviación estándar conjuntamente.

El primero de los análisis nos permite conocer el comportamiento de los distintos países a nivel internacional, mostrando hasta qué punto sus incertidumbres son similares a escala global. Por otro lado, el análisis por separado de los países de la UME pretende averiguar si el comportamiento de la zona euro es similar en términos de la incertidumbre de política económica (EPU), ya que a priori cabría esperar que las economías regidas por una misma política monetaria deberían tender a converger.

#### 4.2.1.1. Detección de *outliers*

De forma previa a llevar a cabo el análisis de conglomerados, tenemos que asegurarnos de que no hay datos que puedan interferir en los resultados, es decir, debemos comprobar la existencia de posibles valores atípicos utilizando los comúnmente conocidos diagramas de cajas, tanto para el caso de sus medias como de sus desviaciones típicas, utilizando los datos recogidos en la Tabla 17.

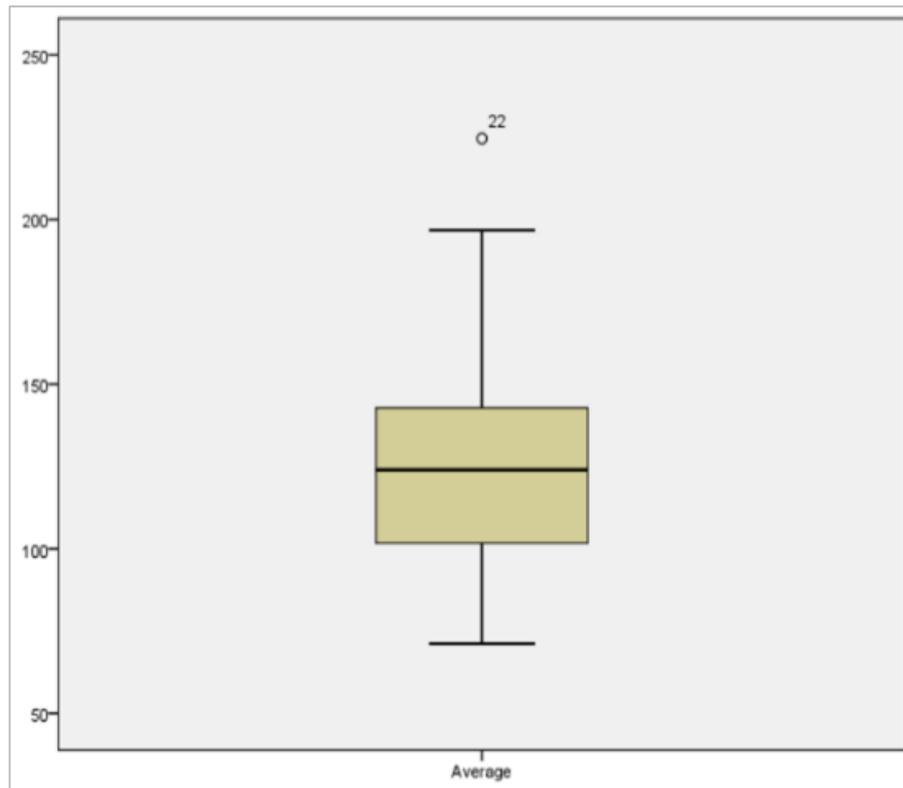
**Tabla 17.** Datos preliminares del análisis clúster.

País	Media	SD (Desv.Típ.)
Australia	105,73	61,85
Brazil	162,93	96,44
Canada	181,11	111,96
Chile	105,21	52,99
China	231,14	224,07
Colombia	100,85	37,39
France	201,25	96,76
Germany	147,73	75,83
Greece	120,76	61,89
India	93,59	50,90
Ireland	132,47	63,99
Italy	110,75	38,95
Japan	107,02	34,92
Korea, Rep.	142,37	70,17
Mexico	68,30	44,05
Russia	162,21	116,17
Singapore	133,86	68,19
Spain	112,50	55,76
United Kingdom	233,40	161,68
United States	131,30	63,12

---

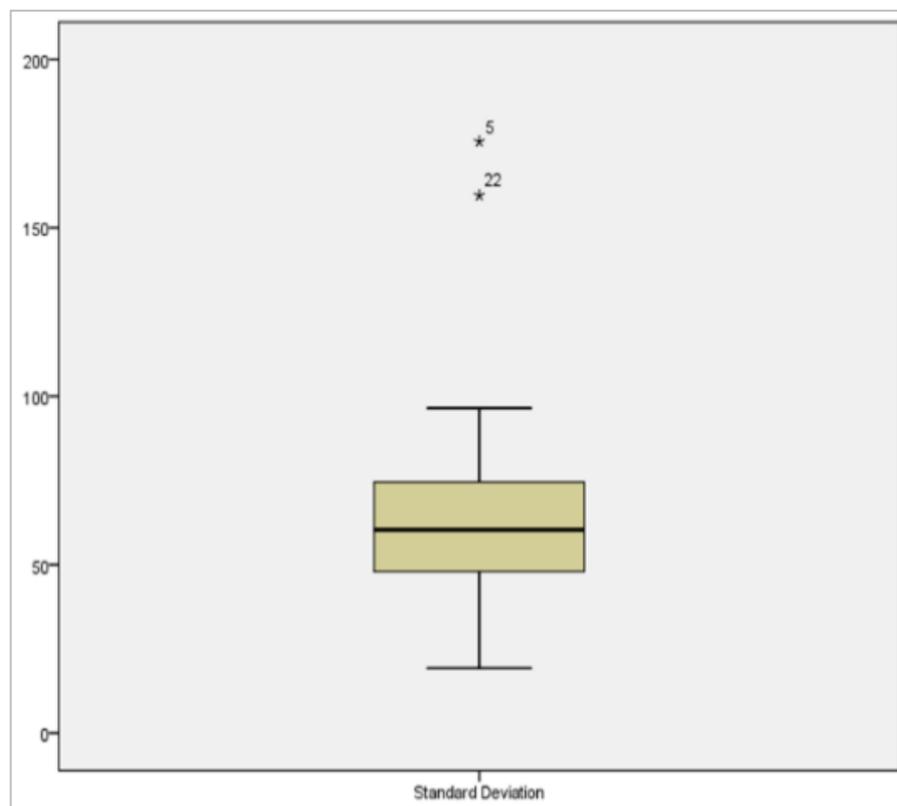
*Fuente:* Elaboración propia a través de SPSS.

**Gráfico 16.** Diagrama de caja (media).



Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

**Gráfico 17.** Diagrama de caja (desviación típica).



Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

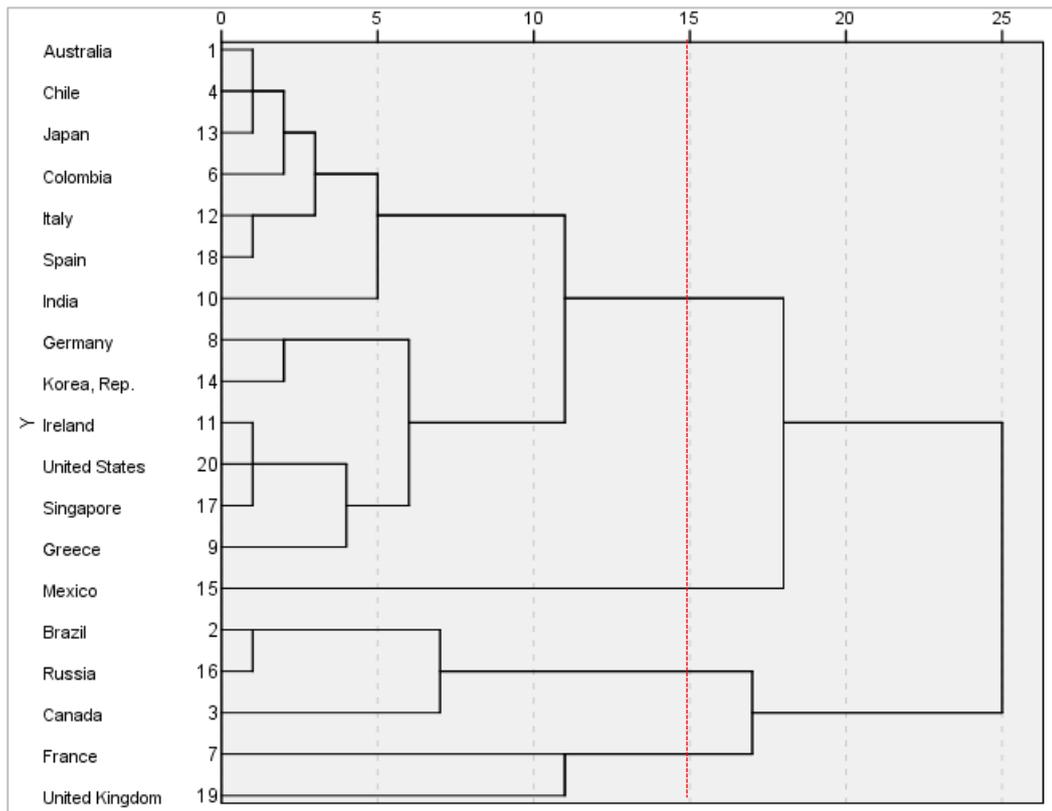
En este sentido, en nuestro estudio China resultó ser un valor atípico. Esto lo podemos observar a través de los diagramas de caja realizados. Para la media de la EPU (Gráfico 16), no hay ningún *outlier*. Sin embargo, en el segundo diagrama de cajas (Gráfico 17) vemos que existe un valor atípico en el caso de la desviación estándar, el cual, como hemos adelantado, corresponde con China. Por consiguiente, en el análisis de conglomerados que realizaremos omitiremos a China (debido a su elevado valor de la desviación típica con respecto al resto de países) para poder realizar un estudio más acorde a la realidad.

Al realizar el análisis clúster jerárquico, obtendremos los resultados a través de sus dendrogramas y de su historial de conglomeración para el caso de todos los países (teniendo en cuenta sólo la media, sólo la desviación típica y la media y la desviación típica conjuntamente) y los países de la Unión Europea (teniendo en cuenta sólo la media, sólo la desviación típica y la media y la desviación típica conjuntamente).

#### **4.2.1.2. Resultados para todos los países**

Comenzamos realizando un análisis clúster jerárquico para el caso de la incertidumbre de la veintena de países considerando sólo su media. Los resultados los podemos ver a través de su dendrograma en el Gráfico 18 y del historial de conglomeración en la Tabla 18.

**Gráfico 18.** Análisis clúster jerárquico: todos los países (media).



Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

**Tabla 18.** Historial de conglomeración jerárquico: todos los países (media).

Etapa	Clúster combinado		Coeficientes	Primera aparición del clúster de etapa		Etapa siguiente
	Clúster 1	Clúster 2		Clúster 1	Clúster 2	
1	1	4	,515	0	0	4
2	2	16	,725	0	0	13
3	11	20	1,167	0	0	6
4	1	13	1,545	1	0	7
5	12	18	1,747	0	0	9
6	11	17	1,978	3	0	10
7	1	6	5,141	4	0	9
8	8	14	5,361	0	0	12
9	1	12	6,926	7	5	11
10	9	11	11,789	0	6	12
11	1	10	13,423	9	0	14
12	8	9	15,455	8	10	14
13	2	3	18,540	2	0	16
14	1	8	29,657	11	12	17
15	7	19	32,151	0	0	16
16	2	7	48,581	13	15	18
17	1	15	50,479	14	0	18
18	1	2	73,005	17	16	0

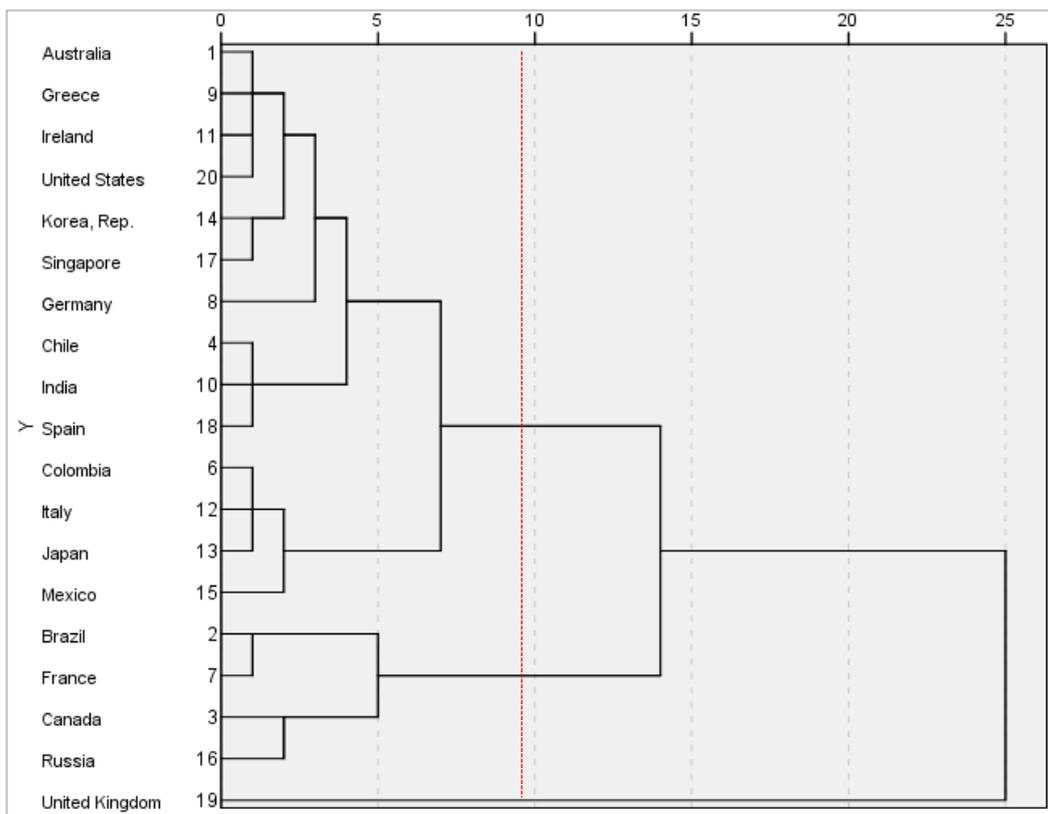
Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

En este caso, aplicando la comúnmente conocida “regla del codazo”, es decir, el cálculo para el número de clúster como el número total de casos menos la etapa del “codazo” ( $19-15=4$ ), llegamos a la conclusión de la existencia de 4 clústeres diferenciados. La composición de estos clústeres por países sería la siguiente:

- Clúster 1 (niveles muy bajos: promedio = 68,30): México.
- Clúster 2 (niveles bajos: promedio = 118,78): Alemania, Australia, Chile, Colombia, , España, Estados Unidos, Grecia, India, Irlanda, Italia, Japón, República de Corea y Singapur.
- Clúster 3 (niveles medios: promedio = 168,75): Brasil, Canadá y Rusia.
- Clúster 4 (niveles altos: promedio= 217,33): Francia y Reino Unido.

Este mismo análisis, pero con respecto a sus desviaciones típicas, dio los resultados mostrados en el Gráfico 19 y la Tabla 19.

**Gráfico 19.** Análisis clúster jerárquico: todos los países (desviación típica).



Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

**Tabla 19.** Historial de conglomeración jerárquico: todos los países (desviación típica).

Etapa	Clúster combinado		Coeficientes	Primera aparición del clúster de etapa		Etapa siguiente
	Clúster 1	Clúster 2		Clúster 1	Clúster 2	
1	1	9	,039	0	0	5
2	2	7	,322	0	0	15
3	11	20	,874	0	0	5
4	6	12	1,566	0	0	8
5	1	11	1,686	1	3	11
6	14	17	1,980	0	0	11
7	4	10	2,091	0	0	9
8	6	13	3,246	4	0	12
9	4	18	3,813	7	0	14
10	3	16	4,213	0	0	15
11	1	14	6,467	5	6	13
12	6	15	6,964	8	0	16
13	1	8	10,969	11	0	14
14	1	4	13,215	13	9	16
15	2	3	17,467	2	10	17
16	1	6	23,640	14	12	17
17	1	2	49,620	16	15	18
18	1	19	94,941	17	0	0

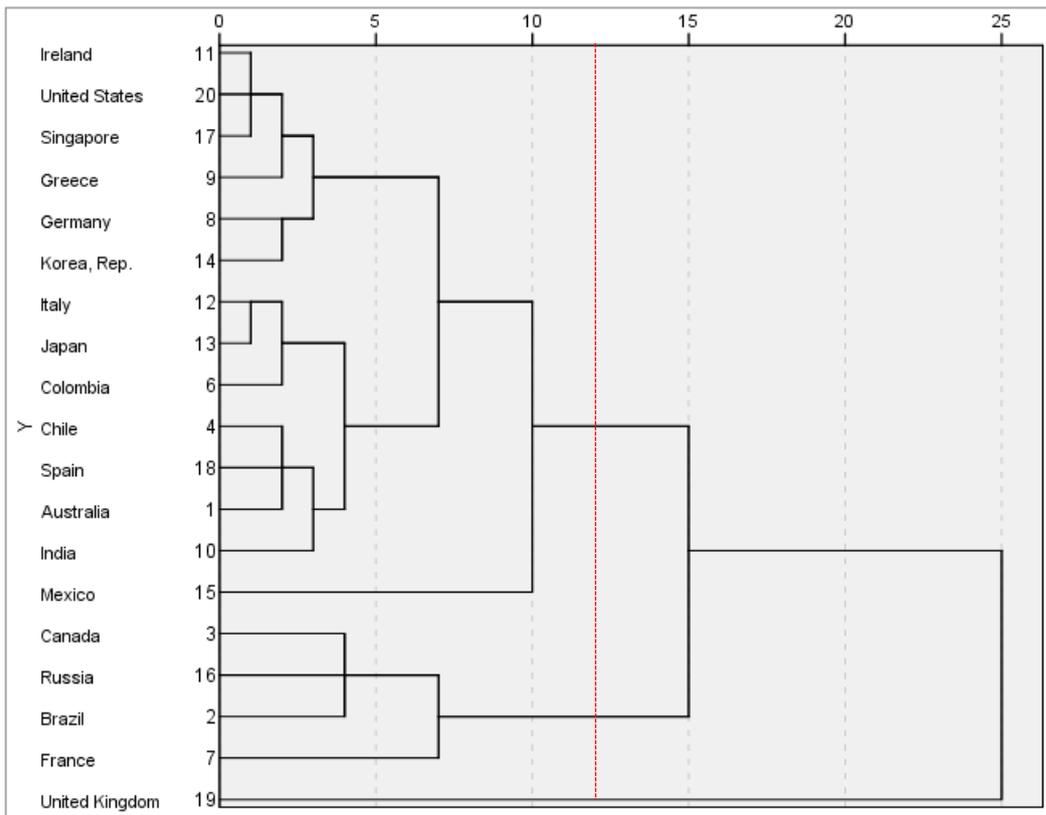
Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

Siguiendo el mismo procedimiento que para el caso de la media, concluimos que existen 3 clústeres:

- Clúster 1 (volatilidad baja: entre 34,92 y 75,83): Alemania, Australia, Chile, Colombia, España, Estados Unidos, Grecia, India, Irlanda, Italia, Japón, México, República de Corea, y Singapur.
- Clúster 2 (volatilidad media: entre 96,44 y 116,17): Brasil, Canadá, Francia y Rusia.
- Clúster 3 (volatilidad elevada: 161,38): Reino Unido.

Por último, consideramos relevante realizar el mismo análisis, pero para el caso de la media y de la desviación típica en conjunto. Los resultados obtenidos son los que podemos ver en el Gráfico 20 y la Tabla 20.

**Gráfico 20.** Análisis clúster jerárquico: todos los países (media y desviación típica).



Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

**Tabla 20.** Historial de conglomeración jerárquico: todos los países (media y desviación típica).

Etapa	Clúster combinado		Coeficientes	Primera aparición del clúster de etapa		Etapa siguiente
	Clúster 1	Clúster 2		Clúster 1	Clúster 2	
1	11	20	1,458	0	0	2
2	11	17	5,052	1	0	8
3	12	13	5,495	0	0	6
4	4	18	7,794	0	0	7
5	8	14	7,802	0	0	10
6	6	12	8,338	0	3	12
7	1	4	8,988	0	4	9
8	9	11	12,353	0	2	10
9	1	10	15,897	7	0	12
10	8	9	17,874	5	8	15
11	3	16	19,366	0	0	13
12	1	6	20,177	9	6	15
13	2	3	21,825	0	11	14
14	2	7	35,722	13	0	17
15	1	8	36,743	12	10	16
16	1	15	53,037	15	0	17
17	1	2	80,844	16	14	18
18	1	19	141,730	17	0	0

Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

Siguiendo el mismo procedimiento que los anteriores casos, concluimos que hay 3 clústeres con exactamente la misma composición que la anterior con sólo la desviación típica.

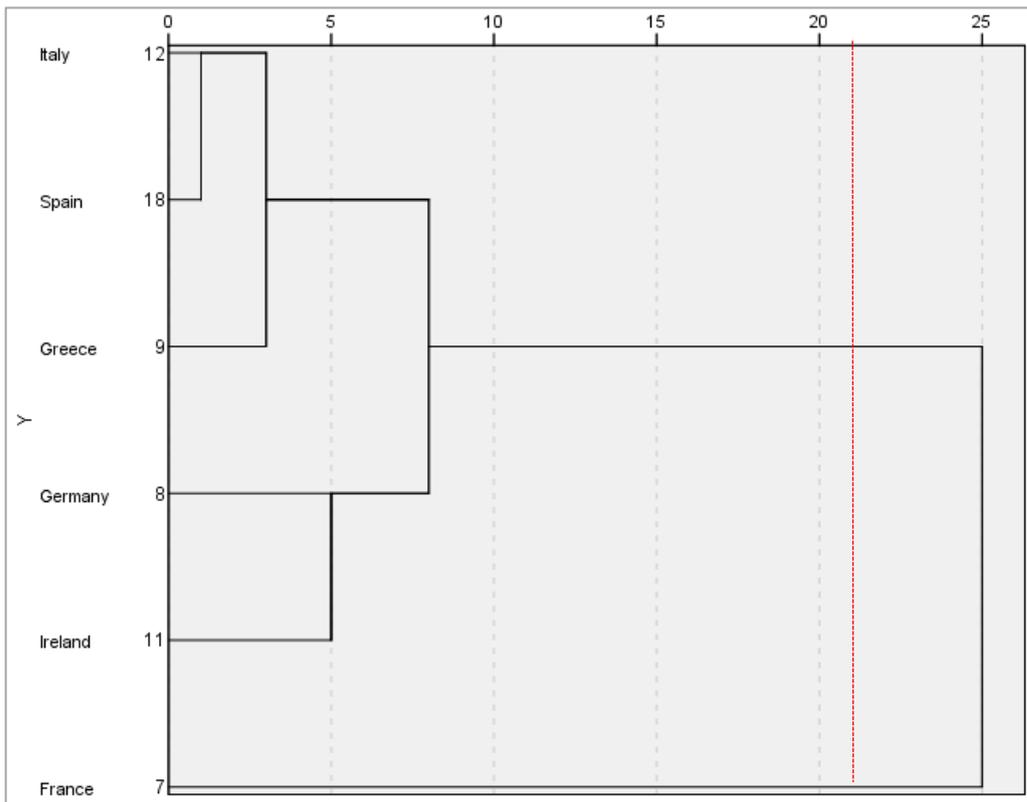
Resumiendo, observando los dendrogramas en su conjunto, podemos indicar que cuando se tienen en cuenta todos los países, los clústeres resultan ser heterogéneos y, si sólo se considera la media o la desviación estándar de la EPU, tanto México como Reino Unido o sólo este último, respectivamente, no forman clústeres con ningún otro país.

#### **4.2.1.3. Resultados para la Unión Europea**

A continuación, llevaremos a cabo un análisis específico sobre los países pertenecientes a la Unión Europea, pues resulta relevante debido a que cabe esperar que tengan un comportamiento de la incertidumbre de política económica similar. En este caso, también analizaremos sólo la media, sólo la desviación típica y la media y la desviación típica conjuntamente.

En el primero de los casos, es decir, teniendo en cuenta la media, los resultados son los que podemos observar en el Gráfico 21 y la Tabla 21.

**Gráfico 21.** Análisis clúster jerárquico: Unión Europea (media).



Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

**Tabla 21.** Historial de conglomeración jerárquico: Unión Europea (media).

Etapa	Clúster combinado		Coeficientes	Primera aparición del clúster de etapa		Etapa siguiente
	Clúster 1	Clúster 2		Clúster 1	Clúster 2	
1	12	18	1,747	0	0	2
2	9	12	9,129	0	1	4
3	8	11	15,265	0	0	4
4	8	9	25,431	3	2	5
5	7	8	76,410	0	4	0

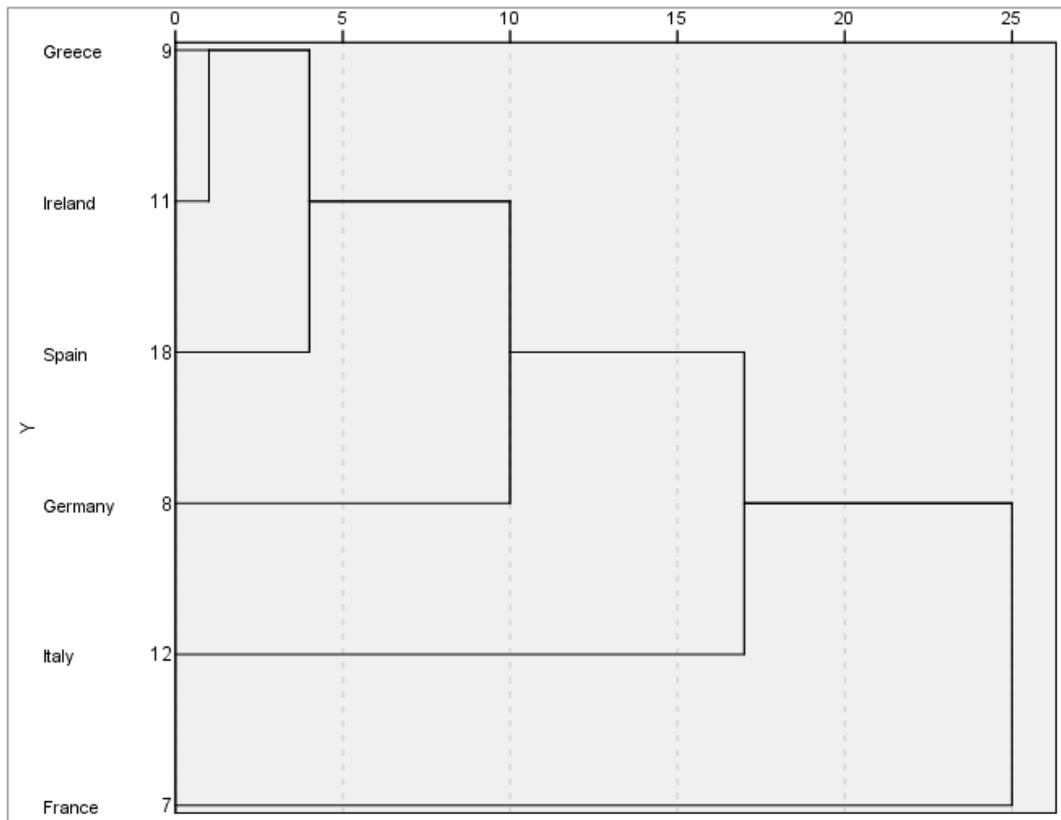
Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

A partir de la misma regla utilizada “del codazo”, concluimos con la siguiente composición de clústeres para el caso sólo de la media:

- Clúster 1 (incertidumbre mayor: media de 201,25): Francia.
- Clúster 2 (incertidumbre menor: media de 124,84): Todos los demás países.

Con respecto al análisis de la desviación típica, los resultados los podemos ver en el Gráfico 22 y la Tabla 22.

**Gráfico 22.** Análisis clúster jerárquico: Unión Europea (desviación típica).



Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

**Tabla 22.** Historial de conglomeración jerárquico: Unión Europea (desviación típica).

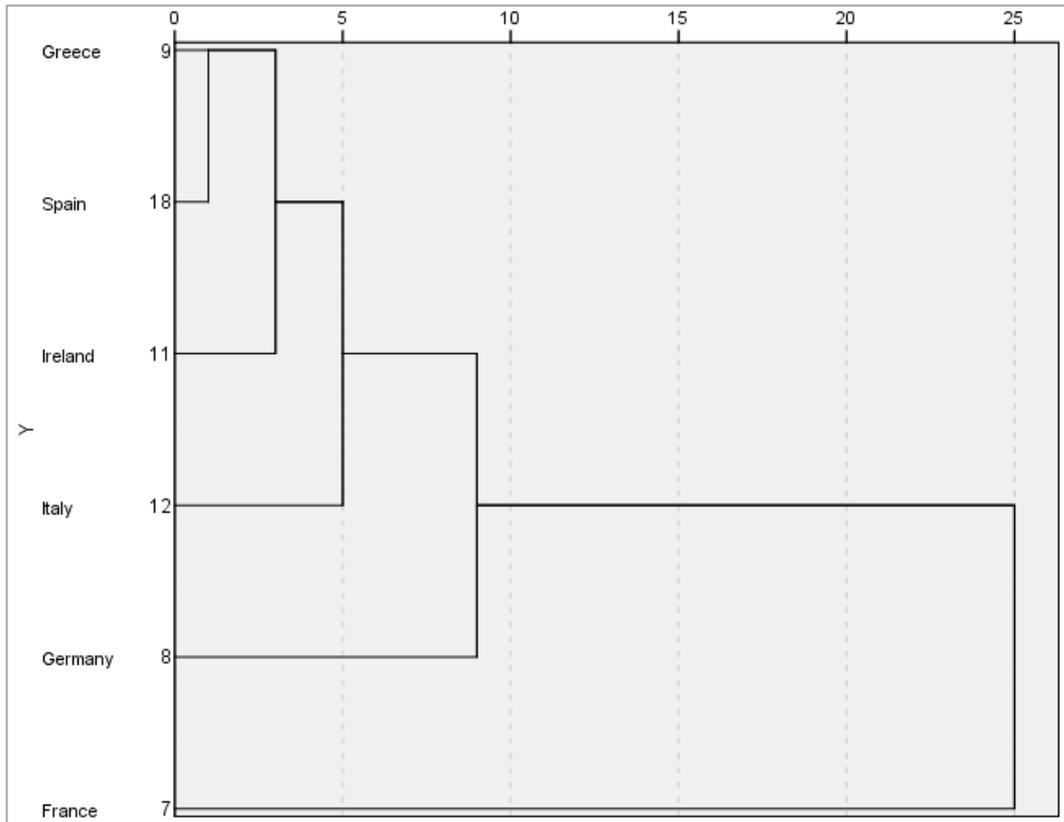
Etapa	Clúster combinado		Coeficientes	Primera aparición del clúster de etapa		Etapa siguiente
	Clúster 1	Clúster 2		Clúster 1	Clúster 2	
1	9	11	2,103	0	0	2
2	9	18	7,179	1	0	3
3	8	9	15,289	0	2	4
4	8	12	25,415	3	0	5
5	7	8	37,477	0	4	0

Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

En este caso, el dendrograma apuntaría a 5 clústeres, una solución poco satisfactoria, pues no nos aportaría información relevante para el análisis al no diferenciarse ningún tipo de clúster.

Por último, realizamos el análisis teniendo en cuenta la media y la desviación de forma conjunta. Los resultados los podemos ver a continuación en el Gráfico 23 y la Tabla 23.

**Gráfico 23.** Análisis clúster jerárquico: Unión Europea (media y desviación típica).



Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

**Tabla 23.** Historial de conglomeración jerárquico: Unión Europea (media y desviación típica).

Etapa	Clúster combinado		Coeficientes	Primera aparición del clúster de etapa		Etapa siguiente
	Clúster 1	Clúster 2		Clúster 1	Clúster 2	
1	9	18	10,281	0	0	2
2	9	11	16,749	1	0	3
3	9	12	25,020	2	0	4
4	8	9	35,618	0	3	5
5	7	8	85,308	0	4	0

Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

Finalmente, con la aplicación de la media y la desviación de forma conjunta podemos concluir la existencia de clústeres iguales a los obtenidos con respecto a la media, pues la composición sería la siguiente:

- Clúster 1: Francia.
- Clúster 2: Resto de países.

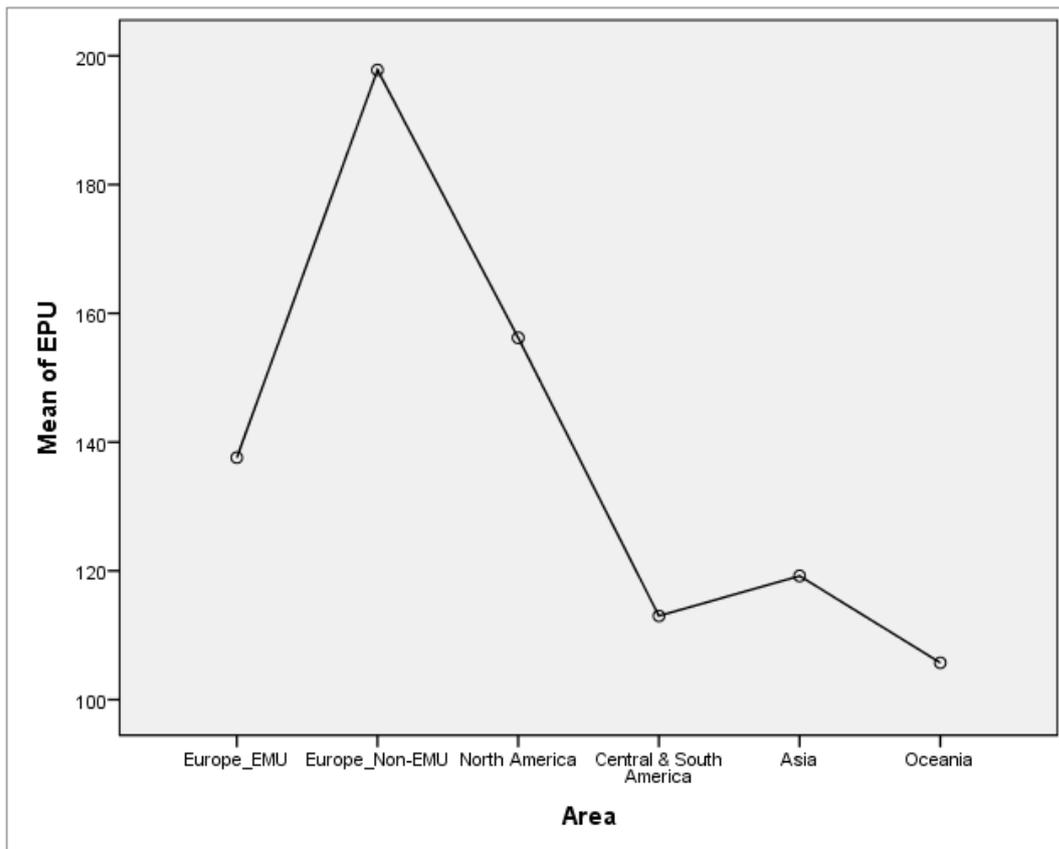
Resumiendo, en cuanto al caso representativo de la Unión Europea, es decir, teniendo en cuenta sólo la incertidumbre de política económica de los países de la UE, resulta que Francia no forma un clúster con ningún otro país europeo. Además, se observa una cierta homogeneidad entre algunos de los países considerados "PIIGS" (España, Grecia e Italia para la media de la EPU; España, Grecia e Irlanda en el caso de la desviación estándar).

#### 4.2.2. ANOVA

Como segundo objetivo de este análisis preliminar, llevamos a cabo un análisis de la varianza (ANOVA) con un factor, para comprobar si las incertidumbres entre bloques de países tienen las mismas medias, es decir, para ver si el grado medio de la incertidumbre de política económica (medido a través del índice EPU) de cada zona geográfica es igual o difiere de la media del resto. Para ello, hemos considerado los seis bloques geográficos siguientes: Asia, América Central y Sudamérica, Europa\_UEM (países pertenecientes a la Unión Económica y Monetaria Europea), Europa\_No-UEM (países no pertenecientes a la Unión Económica y Monetaria Europea), Norteamérica y Oceanía.

Los resultados preliminares del ANOVA (Gráfico 24) muestran grandes diferencias entre las medias de los distintos bloques de países, siendo los extremos los países europeos no pertenecientes a la UEM y Oceanía (máximo y mínimo, respectivamente).

**Gráfico 24.** Resultados preliminares ANOVA: diferencias entre bloques de países.



Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

En cuanto al análisis de la homogeneidad de las varianzas, realizamos en primer lugar, el test de Levene, donde vemos (Tabla 24) que la hipótesis nula de homocedasticidad se rechaza fuertemente (valor  $p < 0,0001$ ). Por lo tanto, no sería válido el estadístico  $F$  utilizado para contrastar la igualdad de medias en un ANOVA estándar, es preciso aplicar en su lugar la prueba Brown-Forsythe, la cual, tal y como observamos en dicha tabla, rechaza de forma clara (valor  $p < 0,001$ ) la hipótesis nula de la igualdad de medias de grupo.

**Tabla 24.** Test de homogeneidad de varianzas.

EPU	Estadísticos	df1	df2	Sig.
<i>Levene Statistic Test</i>	53,227	5	1242	,000
<i>Brown-Forsythe Test</i>	47,011	5	768,592	,000

Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

Con respecto al estudio de la normalidad (Tabla 25), lo que persiste en todas las zonas geográficas es la no normalidad, excepto en los países de Europa\_UEM. Sin embargo, los estadísticos de asimetría y curtosis nos revelan que la no normalidad no es relevante (en valor absoluto, ningún estadístico de asimetría es mayor que 3 y ninguno de curtosis es mayor que 10), por lo que el resultado anterior de la prueba Brown-Forsythe resultaría válido.

**Tabla 25.** Test de normalidad.

Area	Kolmogorov-Smirnov*			Shapiro-Wilk		
	Statistic	zdf	Sig.	Statistic	df	Sig.
EPU Europe_EMU	,049	208	,2000	,968	208	,0001
Europe_Non-EMU	,107	208	,0000	,908	208	,0000
North America	,093	208	,0001	,894	208	,0000
Central & South America	,133	208	,0000	,840	208	,0000
Asia	,083	208	,0013	,942	208	,0000
Oceania	,134	208	,0000	,887	208	,0000

\*. Corrección de significación de Lilliefors.

Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

A continuación, realizamos el test post hoc, para determinar en qué zonas geográficas existen diferencias significativas entre los niveles medios del EPU. Para estas pruebas, aplicamos el estadístico Games-Howell debido a la existencia de heteroscedasticidad (como se ha comprobado anteriormente).

**Tabla 26.** Comparaciones múltiples.

Dependent variable: EPU						
Games-Howell						
(I) Area	(J) Area	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval Lower Bound	Upper Bound
Europe_EMU	Europe_Non-EMU	-60,2251*	8,8574	,0000	-85,6395	-34,8107
	North America	-18,6253	6,7877	,0694	-38,0776	,8270
	Central & South America	24,5767*	4,8753	,0000	10,6179	38,5355
	Asia	18,3695*	4,7483	,0018	4,7736	31,9655
	Oceania	31,8501*	5,5814	,0000	15,8672	47,8330
Europe_Non-EMU	Europe_EMU	60,2251*	8,8574	,0000	34,8107	85,6395
	North America	41,5998*	9,9588	,0005	13,0724	70,1272
	Central & South America	84,8018*	8,7677	,0000	59,6389	109,9647
	Asia	78,5946*	8,6978	,0000	53,6279	103,5614
	Oceania	92,0752*	9,1792	,0000	65,7552	118,3953
North America	Europe_EMU	18,6253	6,7877	,0694	-,8270	38,0776
	Europe_Non-EMU	-41,5998*	9,9588	,0005	-70,1272	-13,0724
	Central & South America	43,2020*	6,6702	,0000	24,0817	62,3223
	Asia	36,9948*	6,5780	,0000	18,1350	55,8546
	Oceania	50,4754*	7,2025	,0000	29,8457	71,1051
Central & South America	Europe_EMU	-24,5767*	4,8753	,0000	-38,5355	-10,6179
	Europe_Non-EMU	-84,8018*	8,7677	,0000	-109,9647	-59,6389
	North America	-43,2020*	6,6702	,0000	-62,3223	-24,0817
	Asia	-6,2072	4,5789	,7535	-19,3173	6,9030
	Oceania	7,2734	5,4381	,7639	-8,3010	22,8478
Asia	Europe_EMU	-18,3695*	4,7483	,0018	-31,9655	-4,7736
	Europe_Non-EMU	-78,5946*	8,6978	,0000	-103,5614	-53,6279
	North America	-36,9948*	6,5780	,0000	-55,8546	-18,1350
	Central & South America	6,2072	4,5789	,7535	-6,9030	19,3173
	Oceania	13,4806	5,3245	,1175	-1,7707	28,7319
Oceania	Europe_EMU	-31,8501*	5,5814	,0000	-47,8330	-15,8672
	Europe_Non-EMU	-92,0752*	9,1792	,0000	-118,3953	-65,7552
	North America	-50,4754*	7,2025	,0000	-71,1051	-29,8457
	Central & South America	-7,2734	5,4381	,7639	-22,8478	8,3010
	Asia	-13,4806	5,3245	,1175	-28,7319	1,7707

\*. La diferencia de medias es significativa en el nivel 0,05

Fuente: Elaboración propia a través de SPSS.

A partir de la información recogida en la Tabla 26, se puede afirmar, con un nivel de significación del 5%, que la zona euro tiene una media de EPU significativamente inferior a la de los países europeos no pertenecientes a la UEM.

Por el contrario, es significativamente superior a los de América Central y del Sur, Asia y Oceanía.

También podemos afirmar, con el nivel de significación del 5%, que los países europeos no pertenecientes a la UEM tienen, por término medio, un EPU significativamente superior al de todas las demás zonas.

Además, América del Norte tiene un promedio de EPU significativamente mayor que el de América Central y del Sur, Asia y Oceanía. En cambio, es inferior a la de los países europeos no pertenecientes a la UEM, ello con un nivel de significación del 5%.

#### **4.2.3. Conclusiones**

En este trabajo, exploramos y analizamos el comportamiento de la incertidumbre de política económica para una muestra representativa de veinte países de todo el mundo.

En primer lugar, concluimos que, aunque existen grupos diferenciados de países teniendo en cuenta los niveles y la variabilidad del EPU, presentan una gran heterogeneidad en su composición. Si se tienen en cuenta sólo los países europeos, sólo se observa cierta homogeneidad entre los denominados "PIIGS" (España, Grecia e Italia y para la media de la EPU; España, Grecia e Irlanda en el caso de la desviación estándar). Si bien la eurozona tiene una EPU media significativamente menor que la de Norteamérica, respecto a los países europeos no pertenecientes a la UEM y a los de Asia, las diferencias no resultan significativas.

Respecto a los objetivos específicos de este estudio, los resultados obtenidos ponen de manifiesto que existe un relativamente escaso grado de afinidad entre países con relación a su política económica, en términos de incertidumbre, también que la eurozona no muestra un mejor comportamiento (en términos de incertidumbre generada por su política económica) que otros países europeos y, que dentro de la misma, hay diferencias apreciables entre sus miembros.

### **4.3. Datos y variables**

En esta sección se presentan los datos y variables seleccionadas para estudiar la relación entre las cotizaciones bursátiles de las bolsas y la incertidumbre de la política económica a través de la aplicación de la metodología de panel. Al final de la misma, se incluye una tabla con los principales estadísticos descriptivos, así como las fuentes de datos respectivas.

Siguiendo con el estudio de la relación de causalidad entre la incertidumbre y las cotizaciones de los acciones obtenida en el test PSS en el capítulo 3 para el caso de España (IBEX 35), en este capítulo continuamos con el estudio de dicha relación, mediante un análisis de panel en el cual la variable dependiente corresponde a las cotizaciones de los índices bursátiles de una serie de países. Concretamente seleccionamos los índices bursátiles de los siguientes países: Alemania (DAX), Australia (ASX), Brasil (BOVESPA), Canadá (S&P TSX), Chile (IPSA CLP), China (SHANGHAI SE COMPOSITE), Colombia (COLCAP), Corea (KOSPI), España (IBEX), Estados Unidos (S&P), Francia (CAC), Grecia (ATHEX), India (BSE), Irlanda (ISEQ), Italia (MIB), Japón (NIKKEI), México (BMV IPC), Países Bajos (AEX), Reino Unido (FTSE), Rusia (RTS), Singapur (STI) y Suecia (OMXS).

En cuanto a las variables independientes, hemos considerado oportuno incluir cuatro tipos de variables: las de incertidumbre (incertidumbre de política económica, volatilidad bursátil y riesgo geopolítico), macroeconómicas (crecimiento económico e inflación), de política monetaria (tipo de interés) y de competencia (tipo de cambio).

La muestra consiste en un panel no equilibrado de datos mensuales comprendidos entre marzo de 2003 y junio de 2020 para veinte países de todo el mundo: Alemania, Australia, Brasil, Canadá, Chile, China, Colombia, Corea, España, Estados Unidos, Francia, Grecia, India, Irlanda, Italia, Japón, México, Reino Unido y Rusia.

Los países y el periodo de análisis se eligieron en función de la disponibilidad de datos para construir un panel con el mayor número de observaciones posible. Las variables que se utilizarán son las siguientes: las cotizaciones de cada índice

bursátil (INDEX); el índice de incertidumbre de política económica (EPU); el índice de riesgo geopolítico (GPR); la volatilidad del mercado de valores medida a través del índice de volatilidad del mercado de la Bolsa de Opciones de Chicago (VIX); la variación porcentual del Producto Interior Bruto real con respecto al periodo anterior (PIB); la inflación reflejada en el Índice de Precios al Consumo (IPC); el tipo de interés, representado por la Deuda Pública a 12 meses (IR) y el tipo de cambio medido por el Tipo de Cambio Efectivo Real (ER). En la Tabla 27 mostramos sus fuentes y sus principales estadísticos descriptivos.

**Tabla 27.** Fuentes y principales estadísticos descriptivos.

Variable	Fuente	Obs.	Media	DT	Mín.	Máx.
INDEX	Eikon	4.102	4.562,20	6.745,77	0,25	43.755
EPU	<a href="#">Policy Uncertainty Web</a>	4.141	139,43	101,28	8,51	1.141,80
VIX	Eikon	4.160	14,98	6,60	8,00	48,54
GPR	<a href="#">Mateo Iacoviello Web</a>	4.160	102,07	59,98	40,43	545,26
GDP	Eurostat/OCDE/ Monetary Authority Singapore	4.034	0,52	1,84	- 25,25	23,39
CPI	Eurostat/INE Chile/ DANE Colombia/ Australian Bureau Statistic	4.160	90,43	15,35	30,90	126,20
IR	Eikon	3.598	3,20	3,22	-0,96	15,80
ER	Eurostat/ Federal Reserve	4.160	97,10	12,00	47,15	133,93

Fuente: Elaboración propia.

#### 4.4. Metodología y resultados

Cuando hablamos de datos de panel nos referimos a información que se obtiene mediante un seguimiento a lo largo del tiempo de un número determinado de secciones cruzadas. Estos conjuntos de datos, que combinan series temporales con secciones cruzadas, son cada vez más comunes en economía.

La metodología econométrica para datos de panel comenzó a desarrollarse en la década de los ochenta, debido, por un lado, a la mayor disponibilidad de este tipo de datos derivada de los avances tecnológicos y, por otro, a la imposibilidad de

estudiar ciertas cuestiones en un contexto de series temporales o de muestras de corte transversal aisladamente.

Los datos de panel proporcionan mayores ventajas que una única muestra de datos de corte transversal o de corte temporal en al menos tres áreas: (i) la identificación de modelos económicos y discriminación entre hipótesis económicas, (ii) la reducción de problemas de multicolinealidad de los datos y (iii) la eliminación o reducción del sesgo de estimación.

En lo que nos ocupa, el área económica, los datos de panel nos proporcionan observaciones secuenciales para un número de países, lo que nos permite distinguir diferencias interindividuales. Además, un reconocimiento exacto de las fuentes de variación puede proporcionar también información muy útil para discriminar el comportamiento individual del comportamiento medio, o para identificar un modelo de otro modo inidentificable.

En segundo lugar, los datos de panel nos ayudan a evitar la escasez de grados de libertad y el problema de la multicolinealidad en datos de series temporales, que impiden a los economistas determinar la influencia individual de cada variable explicativa. Esta dificultad aumenta cuando la información proporcionada por la muestra no es lo bastante rica como para satisfacer el nivel de demanda que requiere la formulación del modelo. Ante esta situación se debe mejorar la muestra, o bien reducir la demanda de información del modelo, estableciendo restricciones sobre los parámetros. Los datos de panel, debido a que ofrecen muchos más grados de libertad y detalle sobre atributos individuales, pueden reducir la diferencia entre la demanda de información del modelo y la que proporcionan los datos, reducir la multicolinealidad, y mejorar la eficiencia de las estimaciones econométricas.

La tercera y última ventaja de los datos de panel es la reducción o eliminación de sesgos de estimación. El principal problema al que se enfrenta un investigador de economía aplicada es la especificación del modelo, es decir, la selección de las variables que serán incluidas, así como la forma en que estas variables están relacionadas con otras, que influyen en la variable dependiente, pero que se han excluido o no se han observado, y cuyos efectos aparecerán recogidos en el término

de perturbación. Si los efectos de las variables omitidas están correlacionados con las variables explicativas incluidas, y estas correlaciones no se tienen en cuenta explícitamente, los resultados de la estimación pueden estar sesgados.

Teniendo en cuenta esta tercera ventaja, resulta adecuado distinguir tres tipos de correlaciones entre las variables incluidas y el término de error con el objetivo de minimizar el sesgo:

- El primer tipo corresponde a la correlación entre las variables exógenas incluidas y aquellas otras que deberían ser incluidas en la ecuación, pero no lo han sido por un error de especificación o por la falta de disponibilidad de los datos. La estimación de un modelo con datos *cross-section* no permitirá al investigador asegurar que los coeficientes estimados reflejen únicamente el impacto de las variables explicativas sobre la variable dependiente porque la supuesta relación puede ocultar diferencias de comportamiento inobservables entre los individuos, las cuales están correlacionadas con las variables. En cambio, los datos de panel permiten controlar esa heterogeneidad inobservable entre secciones cruzadas, si esta relación permanece relativamente constante a lo largo del tiempo.
- El segundo tipo de sesgo se debe a la estructura dinámica del modelo y a la persistencia de shocks que aumentan la correlación entre la variable dependiente y el término de error. La especificación de modelos con variables retardadas permite explicar procesos de ajuste que generan autocorrelación en el comportamiento de las cotizaciones bursátiles de los distintos países, la cual hemos tenido en cuenta en la aplicación del modelo ARDL.
- El tercer tipo se debe a la determinación simultánea de algunas variables del modelo, situación en la que aumenta la correlación conjunta entre las variables endógenas y los términos de error. Este problema se evita en muestras de corte transversal empleando variables instrumentales, pero la dificultad está en definir instrumentos adecuados para las variables endógenas que no estén correlacionados con el término de perturbación. Si se utilizara un panel para estimar una ecuación con varias variables

endógenas, bajo ciertas restricciones, es posible emplear como instrumentos algunas variables exógenas no incluidas en la ecuación o valores retardados de las variables endógenas.

Cabe mencionar que dentro de los modelos de panel podemos distinguir entre modelos estáticos y dinámicos. En el presente capítulo, se pretende estimar un panel estático donde poder observar los efectos individuales de las variables sin tener en cuenta que la variable dependiente retardada sea un regresor más, pues esto ya lo hemos aplicado en el capítulo anterior.

En cuanto al estudio que nos ocupa, el de la aplicación de la metodología del panel estático, debemos tener en cuenta que existen dos alternativas: modelo de efectos fijos o modelo de efectos aleatorios. La elección de una u otra es compleja debido al desconocimiento de los parámetros poblacionales, no pudiendo saberse a priori qué modelo se ajustaría mejor a nuestros datos. Una práctica muy extendida en el procedimiento de modelos estáticos es la estimación de ambos para determinar si los efectos son fijos o aleatorios.

Partiendo del modelo de regresión básico, debemos tener en cuenta la existencia de correlación entre las variables explicativas y los efectos individuales, es decir, si la distribución de los efectos está condicionada o no a las  $X_{it}$ , o lo que es lo mismo, si los estimadores estiman o no los mismos parámetros subyacentes:

$$y_{it} = \beta'X_{it} + u_{it} \quad \text{Siendo } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

Donde el valor de la variable dependiente,  $y_{it}$ , dependerá de  $k$  variables explicativas  $X_{it}$ , que difieren entre las unidades *cross-section* en un momento dado del tiempo y además exhiben variación a través del tiempo, así como de variables que son específicas a la unidad  $i$ -ésima que permanecen más o menos constantes a través del tiempo.  $\beta$  es el vector de parámetros a estimar. El término de perturbación,  $u_{it}$ , se puede desglosar en dos componentes,  $\eta_i$  y  $v_{it}$ . El primero recoge los efectos inobservables y peculiares a la unidad  $i$ -ésima, mientras que  $v_{it}$  es un término de error aleatorio con las propiedades deseables, es decir, ruido blanco. El modelo resultante tendría la siguiente expresión:

$$y_{it} = \beta'X_{it} + \eta_i + v_{it} \quad \text{Siendo } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

El enfoque de efectos fijos considera los  $\eta_i$  como un conjunto de  $N$  coeficientes a estimar específicos para cada grupo o unidad *cross-section*. Esta visión se basa en que la heterogeneidad, representada por efectos inobservables, estará correlacionada con  $X_{it}$ . Por el contrario, en el enfoque de efectos aleatorios supone que  $\eta_i$  es una variable inobservable independiente de  $X_{it}$ , que pasa a formar parte de un término de perturbación compuesto.

Como se ha indicado, para el estudio de la relación entre la incertidumbre y las cotizaciones bursátiles, se considerarán en este capítulo todas las posibilidades en cuanto a la aplicación del modelo estático de datos de panel. Por ello, analizaremos a continuación la viabilidad de aplicación del modelo de MCO combinados, del modelo de efectos fijos, del modelo de efectos aleatorios y del modelo de efectos aleatorios incorporando variables dicotómicas temporales.

Este enfoque nos parece óptimo para los fines de nuestra investigación ya que corresponde a datos de panel donde se permite eliminar el problema de la heterogeneidad y distinguir los efectos permanentes en las variaciones de la variable dependiente, las salidas de los resultados obtenidos pueden visualizarse en el anexo.

#### 4.4.1. MCO combinados o *Pooled Model*

Siguiendo el procedimiento habitual en econometría con datos de panel, se estima de forma preliminar el modelo de MCO combinados (*Pooled Model*), se trata de una estimación sencilla con el siguiente modelo de relación entre nuestras variables:

$$INDEX_{it} = \beta_0 + \beta_1 EPU_{it} + \beta_2 VIX_{it} + \beta_3 GPR_{it} + \beta_4 GDP_{it} + \beta_5 CPI_{it} + \beta_6 IR_{it} + \beta_7 ER_{it} + \varepsilon_{it}$$

Los resultados obtenidos son los arrojados en la Tabla 28, donde podemos observar cómo este modelo dar lugar unos valores anómalos para el caso de la EPU y del GDP, pues no resulta coherente que un incremento en la incertidumbre esté asociado con un alza en las cotizaciones bursátiles de los índices de referencia en cada país. Lo mismo ocurre con la relación entre el crecimiento económico y las

cotizaciones de los índices bursátiles, dado que ante repuntes de la actividad económica de un país se esperan incrementos en las cotizaciones bursátiles de las empresas nacionales por efecto de la expansión de la demanda agregada. Viendo esta información debemos considerar que este modelo no resulta óptimo; por otro lado, su grado de ajuste a los datos es reducido ( $R^2=0,0668$ ).

**Tabla 28.** Estimación del modelo de MCO combinados o *Pooled Model*.

Regresor	Coefficiente	t-Statistic	p-valor	
C	4477,18	3,689	0,0002	***
EPU	4,13650	4,154	3,34e-05	***
VIX	-80,1442	-4,885	1,08e-06	***
GPR	-2,83961	-1,585	0,1131	
GDP	-281,580	-4,798	1,67e-06	***
CPI	57,5083	7,416	1,52e-013	***
IR	289,278	8,604	1,15e-017	***
ER	-55,4506	-6,576	5,55e-011	***

Nota: \*\*\*, \*\*, \* indican el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significación del 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos de *Gretl*.

De forma complementaria, para comprobar la validez de la estimación de este modelo, se realizó un diagnóstico del mismo a través de diferentes test o contrastes cuyos resultados se pueden observar en la Tabla 29.

**Tabla 29.** Resultados de los diferentes test del *Pooled Model*.

<i>Statistical test</i>	<i>LM version</i>
RESET test	CHSQ (1) = 0,27879 [,757]
Heteroscedasticity test	CHSQ (35) = 761,879 [1,7013e-137]
Normality test	CHSQ (2) = 4073,77 [,000]

Fuente: Elaboración propia, a partir de los resultados obtenidos con *Gretl*.

Como ya se ha explicado en el capítulo anterior, el test RESET de Ramsey contrasta la hipótesis nula de que el modelo está bien especificado ( $H_0$ : Modelo bien especificado). Aquí resulta que, al nivel de significación del 5%, se rechaza  $H_0$ , lo cual indicaría que el modelo no estaría bien especificado. Con respecto al test de heterocedasticidad, que contrasta la hipótesis nula de homocedasticidad ( $H_0$ : Homocedasticidad), en este caso se rechaza  $H_0$ , por lo que el modelo es heterocedástico. Por último, en cuanto al test de normalidad, contrasta la hipótesis nula de normalidad de la distribución de los residuos ( $H_0$ : Distribución normal).

Habida cuenta del resultado obtenido, se rechaza  $H_0$ , por lo que no se puede decir que los residuos sigan una distribución normal.

Para seguir el procedimiento de aplicación en el análisis de los datos de panel, seguidamente se llevará a cabo la estimación del modelo de efectos fijos.

#### 4.4.2. Modelo de efectos fijos

Una vez hemos estimado y analizado el modelo de MCO combinados, continuamos con el proceso pasando a estudiar el modelo de efectos fijos.

En cuanto al planteamiento de este enfoque, debemos tratar la heterogeneidad como constantes distintas que se podrían estimar mediante  $N$  variables ficticias, además de los  $k$  parámetros  $\beta$  del modelo. El modelo en forma matricial se expresa de la siguiente forma:

$$y_{it} = [D \ X] \begin{bmatrix} \eta_i \\ \beta \end{bmatrix} + v$$

donde  $D = I_N * i$ , e  $i$  es un vector ( $T \times 1$ ) de unos. En caso de que el término de perturbación sea ruido blanco, se trataría de un modelo de regresión clásica en el que, si  $N$  es suficientemente pequeño, el mejor estimador lineal, insesgado y eficiente sería el estimador MCO. Si  $N$  es grande (miles), existe otra forma de estimar  $\beta$  empleando los resultados de la regresión particionada. La fórmula general viene dada por la siguiente expresión:

$$\hat{\beta} = (X'MX)^{-1} (X'My)$$

siendo  $M$  una matriz simétrica e idempotente de la forma  $(I - D(D'D)^{-1}D')$ . Tras multiplicar dicha matriz por  $X$  e  $y$ , se comprueba que los elementos de la nueva matriz y el nuevo vector vienen expresados en desviaciones con respecto a la correspondiente media temporal de cada individuo o sección. Por lo tanto, los valores estimados de los parámetros  $\beta$  se pueden obtener aplicando mínimos cuadrados a las variables transformadas  $X^*$  e  $y^*$  ( $X^* = MX$  e  $y^* = My$ ). Una vez obtenidos los valores de  $\hat{\beta}$ , el vector de parámetros  $\eta_{(N*1)}$  se puede obtener mediante la expresión  $(D'D)^{-1}D'(y - X\hat{\beta})$ .

Existe otra forma de interpretar el estimador intragrupos, se trata de estimar el modelo en primeras diferencias. Cuando  $T$  es relativamente pequeño se puede suponer que la heterogeneidad es constante en el tiempo. Al tomar diferencias  $\eta_t$ , que representa la heterogeneidad observable, desaparece, y la regresión por MCO de  $(y_{i2} - y_{i1})$  sobre  $(x_{i2} - x_{i1})$  permite identificar los parámetros de interés,  $\beta$ . No obstante, en general, la estimación por MCO de las ecuaciones en diferencias no es eficiente, ya que el término de perturbación de las mismas  $(v_{it} - v_{it-1})$  va a presentar autocorrelación por su propia construcción. El método de estimación más apropiado debería ser mínimos cuadrados generalizados (MCG), que tiene en cuenta dicha correlación. El estimador obtenido mediante este planteamiento coincide con el estimador intragrupos o estimador de efectos fijos.

A través de *Gretl*, hemos estimado el modelo de efectos fijos para establecer el tipo de relación que tiene la incertidumbre en las cotizaciones bursátiles de la veintena de países considerados. Los resultados son los que podemos ver en la Tabla 30. En este caso, parecen obedecer más a la realidad, pues el índice EPU y el VIX presentan una relación negativa con respecto a la cotización de los índices bursátiles. Sin embargo, el índice GPR, indicador de los riesgos geopolíticos, tiene un signo anómalo y resulta significativo, lo que nos lleva a seguir con el procedimiento para saber si realmente este modelo es el óptimo en cuanto a la aplicación de datos de panel.

**Tabla 30.** Estimación del modelo de efectos fijos.

Regresor	Coefficiente	t-Statistic	p-valor	
C	-1024,54	-2,824	0,0048	***
EPU	-0,65424	-2,281	0,0226	**
VIX	-13,2573	-3,266	0,0011	***
GPR	2,00944	4,514	6,57e-06	***
GDP	94,3026	6,292	3,54e-010	***
CPI	9,27618	4,533	6,01e-06	***
IR	-180,090	-11,81	1,39e-031	***
ER	50,5587	17,66	6,89e-067	***

Nota: \*\*\*, \*\*, \* indican el rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos de *Gretl*.

Para conocer si el modelo de efectos fijos es mejor que el estimado anteriormente, se lleva a cabo el contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) y el contraste de la existencia de diferentes interceptos por grupos. Los resultados son los plasmados en la Tabla 31.

**Tabla 31.** Contrastes del modelo de efectos fijos.

	<b>Estadístico de contraste</b>	<b>p-valor</b>
<b>Contraste conjunto de los regresores (excepto cte.)</b>	$F(7, 3411) = 80,0421$	$6,13431e-108$
<b>Contraste de diferentes interceptos por grupos</b>	$F(18, 3411) = 2998,93$	0,000

*Fuente:* Elaboración propia, a partir de los resultados obtenidos con *Gretl*.

El contraste conjunto de los regresores (excepto la constante), nos indicaría que se rechaza la hipótesis nula de que todos los ellos son iguales a cero, por lo que el modelo es significativo. Y, en segundo lugar, la prueba  $F$  de contraste de diferentes interceptos por grupos, donde  $H_0$  se refiere a que los grupos tienen intercepto común y  $H_1$  a que los grupos no lo tendrían, revela que se rechaza la hipótesis nula, lo cual nos confirma la existencia de heterogeneidad individual.

Siguiendo el procedimiento habitual en econometría con datos de panel, hemos estimado de forma preliminar el modelo MCO agrupado y el modelo de efectos fijos, además de realizar diferentes test. Con ello, hemos llegado a la conclusión de que la aplicación del modelo de efectos fijos es preferible al modelo agrupado. Sin embargo, dado la existencia de algunos resultados anómalos, a continuación se estimará el modelo de efectos aleatorios para poder compararlo dentro del estudio del panel estático.

#### 4.4.3. Modelos de efectos aleatorios

Los modelos de efectos aleatorios suponen la existencia de un gran número de factores que pueden afectar al valor de la variable dependiente, pero aunque no se han incluido explícitamente como variables independientes, sí pueden resumirse adecuadamente en el término de perturbación aleatoria. Una de las motivaciones fundamentales de los datos de panel es poder distinguir en el término de

perturbación los efectos permanentes ( $\eta$ ) de los efectos transitorios y puramente aleatorios ( $v$ ).

Cuando se observan numerosas unidades individuales a lo largo del tiempo, se podría intuir que algunas variables omitidas representarían factores específicos tanto de las unidades individuales como de los períodos de tiempo.

Mientras que algunas reflejarán diferencias que tienden a afectar a cada una de las observaciones individuales más o menos de la misma manera a lo largo del tiempo, otras pueden manifestar factores peculiares de períodos de tiempo específicos, pero que afectan a las unidades individuales de manera muy similar. Por ello, en los modelos de efectos aleatorios se asume que el residuo ( $u_{it}$ ) consta de tres componentes:

$$u_{it} = \eta_i + \lambda_t + v_{it}$$

Donde  $\eta_i$  es el error aleatorio que caracteriza a la  $i$ -ésima observación y es constante a lo largo del tiempo; este término recoge el conjunto de factores no incluidos en la regresión, que son específicos a cada grupo o clase.  $\lambda_t$  es un error aleatorio que representa un conjunto de factores no incluidos en la regresión, que son específicos a cada período temporal. Finalmente,  $v_{it}$  es un término de perturbación aleatorio. Por este motivo, este tipo de modelos se suelen referenciar como modelos de error compuesto o de componentes del error.

Para analizar cómo afecta la incertidumbre medida a través de tres perspectivas (política económica, geopolítica y volatilidad de los mercados) sobre el comportamiento de las cotizaciones de los índices bursátiles, el modelo a estimar sería:

$$\begin{aligned} INDEX_{it} = & \alpha + \beta_1 EPU_{it} + \beta_2 VIX_{it} + \beta_3 GPR_{it} + \beta_4 GDP_{it} + \beta_5 CPI_{it} \\ & + \beta_6 IR_{it} + \beta_7 ER_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

Los resultados de las estimaciones del modelo de efectos aleatorios los podemos observar en la Tabla 32. Parecen similares a los obtenidos en el modelo de efectos fijos, teniendo el mismo problema del signo en cuanto a relación entre los riesgos geopolíticos globales y los índices bursátiles.

Tabla 32. Estimación del modelo de efectos aleatorios.

Regresor	Coeficiente	z-Statistic	p-valor	
C	-689,827	-0,453	0,6506	
EPU	-0,65424	-2,282	0,0225	**
VIX	-13,2772	-3,271	0,0011	***
GPR	2,00901	4,513	6,38e-06	***
GDP	94,1602	6,282	3,34e-010	***
CPI	9,28869	4,540	5,64e-06	***
IR	-179,634	-11,79	4,58e-032	***
ER	50,4759	17,64	1,24e-069	***

Nota: \*\*\*, \*\*, \* indican el rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos de *Gretl*.

Una vez estimados los distintos modelos anteriores, a continuación, en primer lugar, vamos a llevar a cabo distintos test o contrastes para establecer la viabilidad del último modelo estimado (contraste conjunto de los regresores, excepto la constante). También resulta importante comparar esta estimación con respecto al modelo de MCO combinados, mediante el contraste de Breusch-Pagan, cuya hipótesis nula establece que la varianza del error específico de cada unidad individual es igual a cero.

Para responder a la pregunta de qué modelo es el preferible en cuanto a efectos fijos o efectos aleatorios, debemos realizar el test de Hausman. Hausman (1978) planteó un contraste de especificación para verificar la ortogonalidad de los efectos individuales y los regresores. Bajo esa hipótesis nula, el estimador intragrupos y el estimador de MCG son consistentes, aunque éste también tiene que ser eficiente, mientras que, bajo la hipótesis alternativa, el estimador de MCG deja de ser consistente. Es decir, bajo la hipótesis nula, el test de Hausman verifica si estas dos estimaciones de  $\beta$  son significativamente diferentes, basándose en el estadístico de Wald. Rechazar  $H_0$  supone que los efectos individuales y las variables explicativas están correlacionadas, por lo que el enfoque de efectos aleatorios no resultaría muy apropiado. Con ello podremos dar respuesta a la cuestión sobre qué modelo sería el óptimo en nuestro caso.

**Tabla 33.** Contrastes del modelo de efectos aleatorios.

	<b>Estadístico de contraste</b>	<b>p-valor</b>
<b>Contraste conjunto de los regresores (excepto cte.)</b>	557,663	3,16693e-116
<b>Contraste de Breusch-Pagan</b>	180.237	0,000
<b>Contraste de Hausman</b>	12,6177	0,0819882

*Fuente:* Elaboración propia, a partir de los resultados obtenidos con *Gretl*.

Los resultados de los tres contrastes que se acaban de señalar se muestran en la Tabla 33 y podemos concluir que: (i) las variables explicativas son, en conjunto, estadísticamente significativas (contraste conjunto de los regresores, excepto constante), (ii) el modelo de efectos fijos es mejor que el modelo de MCO combinados (contraste de Breusch-Pagan) y (iii) la mejor estimación resulta ser la del modelo de efectos aleatorios con respecto al modelo de efectos fijos (contraste de Hausman).

Sin embargo, con ello no finalizamos, pues consideramos conveniente estimar un modelo de efectos aleatorios incluyendo variables temporales como regresores, lo cual nos servirá para observar los momentos más significativos de la serie temporal que han afectado a nuestro análisis por ser fechas de relevancia. Los resultados obtenidos podemos observarlos en la Tabla 34.

Tabla 34. Estimación del modelo de efectos aleatorios con variables dicotómicas.

Regresor	Coefficiente	z-Statistic	p-valor	
C	-2338,87	-0,413	0,6798	
EPU	-1,58965	-5,005	5,57e-07	***
VIX	242,816	1,141	0,2538	
GPR	-6,54635	-4,851	1,23e-06	***
GDP	108,768	5,811	6,21e-09	***
CPI	-17,0132	-5,642	1,68e-08	***
IR	-151,580	-8,796	1,42e-018	***
ER	48,6123	17,13	9,41e-066	***
dt_67	-2375,32	-3,441	0,0006	***
dt_69	-6633,14	-1,727	0,0841	*
dt_70	-3042,23	-3,887	0,0001	***
dt_71	-4625,01	-2,253	0,0243	**
dt_72	-5317,72	-2,231	0,0257	**
dt_73	-4407,79	-2,594	0,0095	***
dt_74	-2872,58	-4,500	6,79e-06	***
dt_87	-1652,16	-3,277	0,0011	***
dt_88	-2362,77	-3,142	0,0017	***
dt_103	-3882,68	-2,649	0,0081	***
dt_150	-1103,19	-2,404	0,0162	**
dt_203	4199,30	2,040	0,0414	**
dt_206	-2265,95	-1,824	0,0681	*

Nota: \*\*\*, \*\*, \* indican el rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos de *Gretl*.

Todas las variables, excepto el VIX, son significativas en el modelo, lo que nos indicaría que la volatilidad global en los mercados bursátiles no afectaría a las cotizaciones de los índices bursátiles. Por el contrario, son relevantes los riesgos geopolíticos (GPR), que en esta última especificación del modelo econométrico y de forma contraria a las anteriores, vemos que tiene una relación inversa con la bolsa. Esto mismo ocurre para el caso de la EPU, pues la incertidumbre de política económica influye de forma negativa en las cotizaciones. Por último, cabe mencionar la inexistencia de signos anómalos. Teniendo en cuenta todo lo que se acaba de señalar, este último modelo es el que ofrece la mejor estimación.

La importancia de la inclusión de los momentos a lo largo de la serie temporal que afectan a los índices bursátiles resulta de relevancia en el análisis. Para los datos de los países más representativos en el panorama internacional que hemos tenido en cuenta, los meses serían los siguientes (Tabla 35):

**Tabla 35.** Correspondencia de las variables temporales con las fechas reales.

<b>Variable temporal</b>	<b>Fecha</b>
dt_67	Septiembre 2008
dt_69	Noviembre 2008
dt_70	Diciembre 2008
dt_71	Enero 2009
dt_72	Febrero 2009
dt_73	Marzo 2009
dt_74	Abril 2009
dt_87	Mayo 2010
dt_88	Junio 2010
dt_103	Septiembre 2011
dt_150	Agosto 2015
dt_203	Enero 2020
dt_206	Abril 2020

*Fuente:* Elaboración propia.

En cuanto a las primeras fechas que influyen en nuestro modelo (variables dicotómicas temporales de la 67 a la 74), se deben a la situación provocada por la crisis financiera global de 2008, iniciada en Estados Unidos y con propagación en diferentes lugares del mundo, lo que provocó un desplome en las cotizaciones bursátiles de los índices de muchos países, sobre todo en los aquellos donde las entidades bancarias afectadas quizás no podrían hacer frente a su deuda o incluso tuvieron que ser rescatadas por instituciones internacionales.

La variable temporal correspondiente a mayo de 2010 (variables dicotómicas temporales 87 y 88) se debe concretamente al día 6, y se corresponde con un *flash crash* derivado de un nuevo algoritmo que ejecutaron de forma masiva en el Standard & Poor's operadores de alta frecuencia (ordenadores que compran y/o venden de acuerdo con unos parámetros predeterminados por inversores, en un corto periodo de tiempo). La variable temporal referida a septiembre de 2011 (variable dicotómica temporal 103) posiblemente se deba a la situación de conflicto en Afganistán en ese periodo. La variable temporal correspondiente a agosto de 2015 (variable dicotómica temporal 150) podría venir derivada del hundimiento de las bolsas asiáticas por el miedo al estancamiento económico de China, el cual repercutió en gran parte de las bolsas europeas y americanas. Por último, podemos apreciar cómo las dos últimas variables temporales (variables dicotómicas temporales 203 y 206) coincidirían con la situación provocada por la pandemia de

la Covid-19: el mes de enero pues ya es cuando comienza a haber pánico por la propagación del virus y en abril porque la mayoría de gobiernos tomarían la decisión de confinar a la población, cuestión que supuso un parón en la economía.

Una vez analizados los efectos temporales que podrían afectar al modelo estimado, se requiere la realización de un diagnóstico del modelo. Todos los resultados de los contrastes realizados se muestran en la tabla 36.

**Tabla 36.** Contrastes del modelo de efectos aleatorios con variables dicotómicas.

	Estadístico de contraste	p-valor
Contraste de normalidad de los residuos	5.889,27	0,000
Contraste CD de Pesaran de dependencia en sección cruzada	10,630782	2,140e-026
Contraste conjunto de los regresores (excepto cte.)	487,136	4,668e-101
Contraste de Breusch-Pagan	176.756	0,000
Contraste de Hausman	9,59897	0,212461
Contraste conjunto de Wald sobre las variables ficticias temporales	468,668	1,082e-022

*Fuente:* Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con *Gretl*.

En primer lugar, realizamos un test de normalidad de los residuos (ya explicado, hipótesis de normalidad) obteniendo el resultado de no normalidad. De la misma forma que ya hemos apuntado en el capítulo de cointegración, según Gujarati y Porter (2010), cuando sólo los errores no se distribuyen normalmente en el modelo, podemos decir que los estimadores siguen siendo ELIO.

En cuanto a la correlación contemporánea (test de Pesaran CD de dependencia en sección cruzada), nos indicaría que no es necesario corregir el problema de correlación contemporánea.

En lo que respecta a los contrastes conjuntos de los regresores (exceptuando la constante), se llevaron a cabo el de Breusch-Pagan y el de Hausman, los cuales nos indicarían que las variables explicativas son en conjunto estadísticamente significativas, esto es, que la estimación del modelo de efectos aleatorios es mejor que la de MCO combinados y, además, que la estimación del modelo de efectos

aleatorios es el que debe aplicarse preferiblemente al modelo de efectos fijos, respectivamente.

Para finalizar se realiza el contraste conjunto de Wald sobre las variables ficticias temporales, en la cual  $H_0$ : Inexistencia de efectos temporales. En este caso el p-valor nos indica que rechazamos la  $H_0$ , es posible afirmar que las variables dicotómicas temporales son conjuntamente significativas, por lo que nos quedaremos con esta estimación de forma definitiva, este último modelo sería el óptimo, entre todos los considerados en nuestro análisis.

#### **4.4.4. Resumen de las estimaciones de modelos de panel**

Como ya se ha comentado, el objetivo principal de este capítulo es estudiar la relación entre los índices bursátiles y la incertidumbre desde otra perspectiva. En particular, se llevó a cabo un enfoque de panel para determinar si la incertidumbre desempeña el mismo papel en una veintena de países de todo el mundo, seleccionando para ello los más relevantes a nivel mundial como casos representativos. La incertidumbre en este panel se tiene en cuenta, por una parte, como una variable específica para cada país (resultado de situaciones específicas nacionales) o de cada área geográfica (incertidumbre en el ámbito de política económica). Y, por otra parte, como indicadores globales que puedan influir en las cotizaciones de los índices bursátiles considerados (incertidumbre en el ámbito de los mercados financieros y los riesgos geopolíticos).

Una vez realizado todo el proceso en cuanto a estimación de modelos estáticos de panel, se resumen los principales resultados en la Tabla 37. La EPU, que es el indicador que tomamos para cuantificar la incertidumbre de política económica, resulta significativa para los modelos estáticos de panel, de efectos fijos y de efectos aleatorios, y únicamente vemos un resultado anómalo en la estimación de MCO combinados. Sin embargo, este último es un modelo con una mala especificación, por lo que no debemos tener en cuenta sus resultados (por lo que los obviaremos en esta comparación). Con ello, podemos concluir que existe una

relación inversa entre la incertidumbre de política económica nacional y las cotizaciones de los índices bursátiles.

Para el caso de la volatilidad de los mercados financieros, si tenemos en cuenta las variables dicotómicas temporales que pueden afectar al modelo (estimación óptima) este tipo de incertidumbre global no resultaría significativo. En cuanto a los riesgos geopolíticos, parece que con la mejor especificación del modelo sí se encuentra relevante al 1% del nivel de significación, los hechos o amenazas geopolíticas a nivel mundial afectarían a las cotizaciones de los índices bursátiles.

Tanto el crecimiento económico como el tipo de interés de la renta fija y el tipo de cambio de los países parecen mantener resultados claros y acordes a lo esperado en la literatura, pues ante incrementos de la producción interna de un país, cabe esperar incrementos en los precios de los índices bursátiles. Lo mismo ocurre con el caso del tipo de interés, se establece como cabría esperar la relación inversa entre renta fija y renta variable, donde los inversores canalizarán su inversión ante el sector que le proporcione mejores condiciones. También en el caso del tipo de cambio, pues mantiene una relación positiva con respecto a las cotizaciones de los índices bursátiles nacionales.

En cuanto a la inflación, ya a lo largo de la literatura no parece mantener un signo o relación estable sobre las cotizaciones bursátiles, pues dependiendo del periodo temporal de estudio puede verse modificado el análisis. En este caso, presenta una relación negativa, lo que nos indicaría que ante periodos inflacionistas los índices bursátiles se ven afectados a la baja.

**Tabla 37.** Resumen de estimaciones de los diferentes modelos.

	EA (dt)	EA	EF	MCO Pooled
C	-2.338,87 (0,680)***	-689,827 (0,651)	-1.024,54 (0,005)***	4.477,18 (0,000)***
EPU	-1,58965 (0,000)***	-0,654238 (0,023)**	-0,654244 (0,023)**	4.13650 (0,000)***
VIX	242,816 (0,254)	-13,2772 (0,001)***	-13,2573 (0,001)***	-80.1442 (0,000)***
GPR	-6,54635 (0,000)***	2,00901 (0,000)***	2,00944 (0,000)***	-2.83961 (0,1131)
GDP	108,768 (0,000)***	94,1602 (0,000)***	94,3026 (0,000)***	-281.580 (0,000)***
CPI	-17,0132 (0,000)***	9,28869 (0,000)***	9,27618 (0,000)***	57.5083 (0,000)***
IR	-151,580 (0,000)***	-179,634 (0,000)***	-180,090 (0,000)***	289.278 (0,000)***
ER	48,6123 (0,000)***	50,4759 (0,000)***	50,5587 (0,000)***	-55.4506 (0,000)***

Nota: \*\*\*, \*\*, \* indican el rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos de *Gretl*.

#### 4.5. Discusión y conclusiones

En este capítulo, hemos analizado la relación entre la incertidumbre y los índices de las bolsas de valores para una muestra de veinte países de todo el mundo. Concretamente, estudiamos la influencia que tiene la incertidumbre con respecto a los precios de los índices bursátiles para una muestra representativa a nivel internacional, ofreciendo nuevas pruebas sobre los efectos de tres tipos de incertidumbre sobre los precios de las bolsas considerando un período de tiempo prolongado.

En cuanto a las variables de control, podemos concluir que hay una relación positiva entre el crecimiento económico y los índices bursátiles de referencia de cada país. Algunos autores, como McMillan (2005), Abugri (2008) y Bloom (2009), han demostrado en sus investigaciones cómo los precios de las acciones responden a los cambios en la producción de la economía y encontraron un efecto positivo significativo de la misma en los precios de las acciones. La razón puede deberse a que el aumento de las actividades económicas siempre conduce a un mayor flujo

de caja en el futuro y, por tanto, con una mayor expectativa de dividendos los inversores demandan acciones a precios más altos.

Del mismo modo, encontramos una relación positiva entre el tipo de cambio y los precios de las acciones al igual que Hondroyiannis y Papapetrou (2001), Kyereboah-Coleman y Agyire-Tettey (2008) y Diamandis y Drakos (2011). Este efecto positivo puede explicarse por el hecho de que las empresas locales se vuelven más competitivas con la depreciación, lo que conduce a un aumento de sus exportaciones y, por tanto, a un aumento de los precios de las acciones (Muhammad y Rasheed, 2002). Otros autores no han llegado a la misma conclusión, ya que, dependiendo del tipo de economía del país, esta relación puede ser diferente. Según Erdem *et al.* (2005), la depreciación de la moneda da lugar a una disminución relativa de los precios de los productos del país en el mercado internacional, por lo que aumenta la demanda de esos bienes y se producen más entradas de efectivo en el país. Al mismo tiempo, la depreciación de la moneda también encarece los bienes importados, por lo que, si un país depende en gran medida de las importaciones de insumos de producción, la depreciación de la moneda afectará negativamente a la economía.

Por el contrario, la relación entre el tipo de interés y las cotizaciones bursátiles ha sido inversa. Esto se debe a que el tipo de interés de la renta fija de un país tiene una relación negativa con la inversión bursátil, ya que los inversores canalizarán su inversión hacia aquellos que tengan una mayor rentabilidad. Cuando los tipos de interés aumentan, los inversores se decantan por los bonos, lo que implica que las cotizaciones bursátiles bajarán, y, del mismo modo, cuando los tipos de interés bajan, las cotizaciones bursátiles suben. Esta relación negativa ha sido observada por Satya y Girijasankar (2003), McMillan (2005) y Peiro (2015). Cuando el tipo de interés aumenta, se produce un incremento de la tasa de descuento, lo que significa una disminución del valor actual de los flujos de caja futuros, por lo que se espera que afecte negativamente a los precios de las acciones (Hasan y Nasir, 2008).

Otro factor que genera descensos en los precios de las acciones es la inflación, la evidencia empírica sugiere una relación negativa entre la inflación y los precios

de las acciones (Istiak y Alam, 2019). Esto se debe a que una tasa de inflación alta y variable genera más incertidumbre y, por lo tanto, la demanda de una rentabilidad mínima también aumentará, lo que disminuirá la valoración del mercado, como demuestran Kyereboah-Coleman y Agyire-Tettey (2008) y Leduc y Liu (2015).

Centrándonos en la influencia de la incertidumbre de la política económica en las bolsas para determinar si las decisiones de los responsables políticos influyen negativamente en los índices bursátiles, tenemos en cuenta algunos estudios recientes que examinan los efectos específicos de la incertidumbre, especialmente la macroeconómica y la política, sobre los rendimientos del mercado. Boutchkova *et al.* (2012) destacan que la exposición al riesgo político nacional y mundial y a la inestabilidad gubernamental puede conducir a una menor libertad y flexibilidad, así como a una posible disminución de la eficiencia de las empresas. Asimismo, muestran que, en el caso de determinados sectores, los riesgos políticos locales y mundiales podrían dar lugar a una mayor volatilidad de los rendimientos. En consecuencia, la incertidumbre en las condiciones políticas introduce desafíos para las empresas. Por este motivo, Pastor y Veronesi (2012) sostienen que la incertidumbre económica debería considerarse un factor de riesgo y compensarse con una prima.

Sin embargo, los efectos de la EPU dependen del país, la fortaleza de la economía y el tamaño del mercado de valores (Christou *et al.*, 2017). Las conclusiones de investigaciones anteriores muestran que sigue teniendo una relación significativamente negativa con el mercado de valores (Ko y Lee, 2015). Sin embargo, el impacto de la incertidumbre es más débil en algunos países (Li *et al.*, 2016). Además, hay desacuerdo sobre la dirección y la fuerza de la relación entre el índice EPU y los mercados de valores en los mercados emergentes. Algunos muestran que el índice EPU tiene una influencia más considerable en los mercados emergentes debido a las restricciones crediticias (Carriere-Swallow y Céspedes, 2013). Sin embargo, otros sostienen que el efecto es menor en otros mercados emergentes (Das y Kumar, 2018). No obstante, hay acuerdo en que la incertidumbre puede tener un efecto de propagación a otros países (Balcilar *et al.*, 2017; Christou *et al.*, 2017).

En el caso de los riesgos geopolíticos, tendrían un impacto negativo en los precios de las acciones. Esto podría deberse a que dichos riesgos son cuantificaciones del nuevo entorno político que se está configurando a nivel internacional, como, por ejemplo, el aumento de las tensiones proteccionistas, que a corto plazo pueden suponer un apoyo electoral por parte de los ciudadanos a los que se les ofrece protección dentro del comercio exterior, pero a largo plazo, sin embargo, estas medidas adoptadas pueden traer consigo situaciones adversas en la economía.

La importancia del riesgo geopolítico se debe a que puede afectar a las perspectivas económicas y, por tanto, debe ser vigilado por las empresas y las instituciones políticas. Gourio (2013) sugiere que las industrias más apalancadas pueden estar más expuestas, en igualdad de condiciones, al riesgo geopolítico. Las amenazas de eventos adversos, por un lado, tienen grandes efectos económicos a nivel global, mientras que su eventual ocurrencia parece tener solo modestas consecuencias económicas (Ilut y Schneider, 2014; Kozlowski *et al.*, 2018). Sin embargo, hay que tener en cuenta que la ocurrencia de un evento en un determinado país provoca grandes caídas en su actividad económica (Barro, 2006; Glick y Taylor, 2010).

Por último, el índice VIX (comúnmente conocido como el índice del miedo en los mercados financieros) no es relevante en este caso. Esto puede deberse a la selección de este índice del miedo cuando se analiza el comportamiento de los precios de los índices bursátiles, ya que esta volatilidad del mercado global puede no ser relevante para los mercados nacionales. Para resolver este problema, se podrían analizar las volatilidades de los precios de las acciones en cada mercado. Esta idea se ha considerado al realizar nuestra investigación, pero finalmente la descartamos, puesto que no sería viable porque en muchos países no hay datos que permitan ponerla en práctica.



# Capítulo 5. Influencia de la incertidumbre en los índices bursátiles: aplicación de modelos de volatilidad condicional variable

## 5.1. Introducción

Como se ha indicado con anterioridad, en las últimas décadas se ha producido en todo el mundo una fuerte tendencia a la inestabilidad financiera, lo que ha hecho de la globalización un fenómeno muy determinado por la incertidumbre. Un factor relevante que propicia esta incertidumbre que afecta a los precios de las acciones son las decisiones tomadas por parte de los responsables políticos (Carney, 2016).

Uno de los objetivos del presente trabajo es analizar en qué medida la incertidumbre afecta a la evolución del índice bursátil de España, el IBEX 35, a través de una metodología que tiene en cuenta la volatilidad condicional variable de los indicadores financieros considerados. Con dicha metodología podemos estimar la varianza condicional o volatilidad, en función del cuadrado de los errores rezagados un periodo y de la varianza condicional del periodo anterior.

Los modelos estimados a través de procesos autorregresivos generalizados con heteroscedasticidad condicional (GARCH) suponen que la varianza cambia a través del tiempo. Esta cuestión es resulta crucial a la hora de utilizar esta metodología pues para los agentes financieros tener en cuenta este componente de incertidumbre sobre un instrumento financiero nos lleva a tener un modelo de relación mucho más preciso y acorde a la realidad del mercado.

El otro objetivo de este capítulo, es realizar una comparación de la incertidumbre de política económica que afecta a las cotizaciones bursátiles españolas, pues acontecimientos ocurridos a nivel internacional pueden afectar en mayor medida a este índice bursátil que las situaciones que propician los *policymakers* en el ámbito local.

Además, seguimos incluyendo el trío de incertidumbre en el análisis, para poder comparar si existen diferencias en los diferentes ámbitos de política económica, geopolítica y volatilidad de los mercados financieros. Con ello, la aplicación de los modelos GARCH tiene como objetivo facilitar la identificación de la volatilidad de las variables consideradas y, de esta manera, formular modelos que tienen en cuenta la variabilidad del IBEX 35.

Para estudiar esta relación desde esta nueva perspectiva con la aplicación del tercer bloque econométrico, en la sección 2 se ponen de manifiesto los datos y variables que se tendrán en cuenta en este capítulo. Posteriormente en la sección 3, analizaremos de forma preliminar y pormenorizada todos los aspectos que pudieran tener relevancia, realizando una descomposición de las series temporales a tener en cuenta para analizar sus tendencias, ciclos y componentes estacionales. En la sección 4 se desarrolla la evidencia empírica, esclareciendo la existencia de cointegración y aplicando la metodología GARCH y, finalmente, en la sección 5, se realizará la discusión y se formularán las conclusiones que se derivan de los resultados obtenidos en este capítulo.

## 5.2. Datos y variables

Partiendo del anterior estudio de la literatura sobre la incertidumbre, en esta sección presentamos los datos y variables seleccionadas para estudiar la relación entre el índice bursátil de referencia de España y la incertidumbre de la política económica, es decir, entre las cotizaciones del IBEX 35 y los índices de incertidumbre de política económica, el de incertidumbre global creado por Baker *et al.* (2016) y el nacional creado por Ghirelli *et al.* (2019). Además, se han tenido en cuenta diversas variables de control para dar cobertura al ámbito nacional, como son el crecimiento económico, la inflación, y el tipo de interés de renta fija, estando estas variables representadas, respectivamente, por el Producto Interior Bruto a Precios de Mercado (PIB), el Índice de Precios al Consumo Armonizado (IPCA) y el tipo de interés marginal de las Letras del Tesoro a 12 meses.

Los datos tenidos en cuenta en el análisis que haremos en este capítulo corresponden al periodo entre enero de 1997 y diciembre de 2021, con una periodicidad mensual.

En la Tabla 38 podemos ver las fuentes de donde han sido obtenidos los datos, además de un resumen de la estadística descriptiva: media, desviación típica, mínimo y máximo. Con ello, podemos hacernos una idea previa de los valores que caracterizan cada una de las variables. Cabe mencionar que la periodicidad del PIB es trimestral, pero para el presente estudio la hemos transformado a una mensual, midiéndolo igualmente en millones de euros.

**Tabla 38.** Fuentes y principales estadísticos descriptivos.

Variable	Fuente	Media	DT	Mín.	Máy.
IBEX	Eikon	9.502,5	2.001,7	5.305,4	15.890
EPU_España	Policy Uncertainty Web	107,44	39,290	31,018	261,61
EPU_Global	Policy Uncertainty Web	131,28	70,667	51,791	437,24
VIX	Eikon	20,599	8,0395	9,5100	59,890
GPR	Geopolitical Risk Web	97,861	49,942	39,046	512,53
PIB*	INE	2,3835e+05	54,235	1,2312e+05	3,2932e+05
IPCA	INE	89,447	13,082	65,710	111,13

Nota. (\*) Transformación mensual de la serie temporal a través de *EViews*.

Fuente: Elaboración propia.

Las correlaciones de las variables validan nuestra hipótesis de relación negativa entre las variables de incertidumbre y las cotizaciones bursátiles del índice de referencia del país (Tabla 39).

**Tabla 39.** Correlación de las variables.

	IBEX	EPU_E	EPU_G	VIX	GPR	PIB	IPCA
IBEX	1						
EPU_E	-0,2662	1					
EPU_G	-0,3136	0,7378	1				
VIX	-0,2820	0,0952	0,1473	1			
GPR	-0,1751	-0,0208	-0,0097	0,0071	1		
PIB	0,2544	0,6111	0,5823	-0,2072	-0,0269	1	
IPCA	0,1180	0,7319	0,6589	-0,2378	-0,0659	0,9414	1

*Fuente:* Elaboración propia.

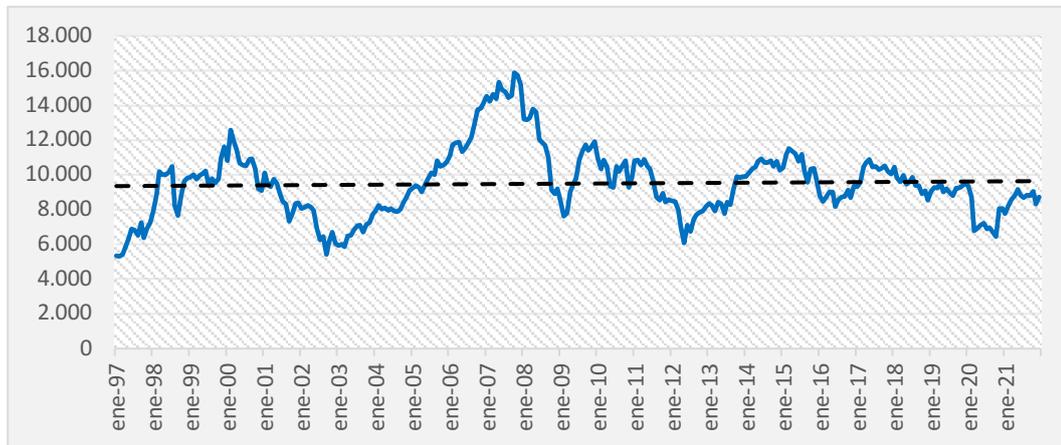
### 5.3. Descomposición de las series temporales

Como paso preliminar a la aplicación de la metodología de volatilidad condicional variable, se llevará a cabo una descomposición de las series temporales con el que analizaremos de forma específica la tendencia, el componente estacional y el ciclo en nivel de todas nuestras variables para observar si existe algún comportamiento anómalo a lo largo del periodo muestral considerado. Con esta descomposición de las series pretendemos detectar la presencia de tendencia, de estacionalidad y de heterocedasticidad.

#### 5.3.1. Tendencia

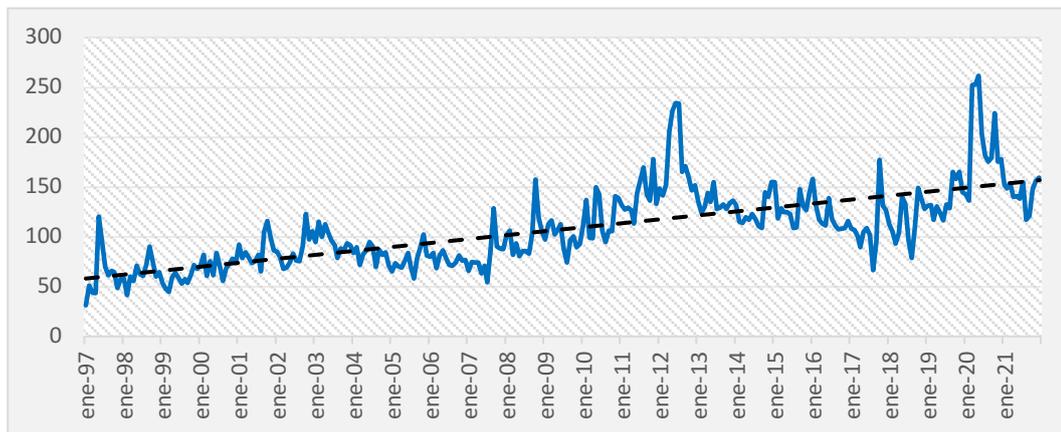
En primer lugar, la tendencia de las series temporales de las ocho variables que hemos incluido en este trabajo son las plasmadas en los gráficos del 25 al 31, correspondientes a las variables IBEX, EPU\_ESPAÑA, EPU\_GLOBAL, VIX, GPR, PIB e IPCA para cada caso.

**Gráfico 25.** Tendencia de las cotizaciones del IBEX 35.



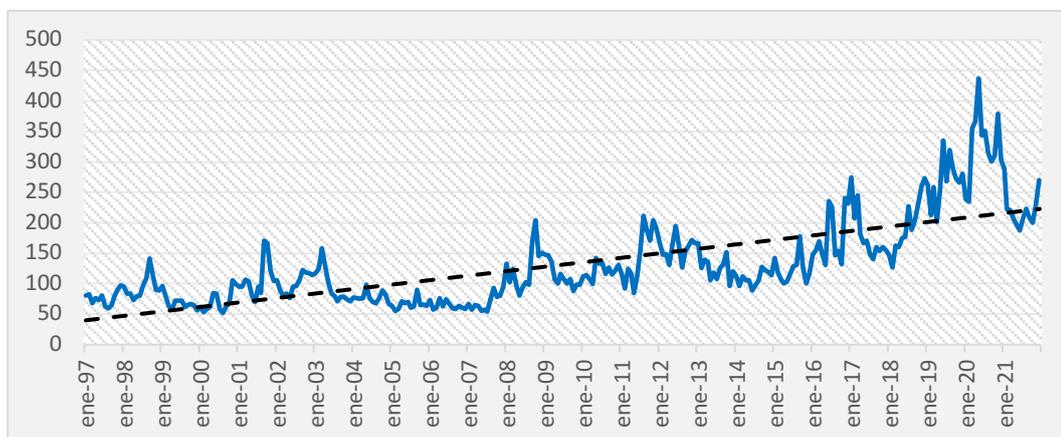
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 26.** Tendencia del índice de incertidumbre de política económica de España (EPU\_España).



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 27.** Tendencia del índice de incertidumbre de política económica global (EPU\_Global).



Fuente: Elaboración propia.

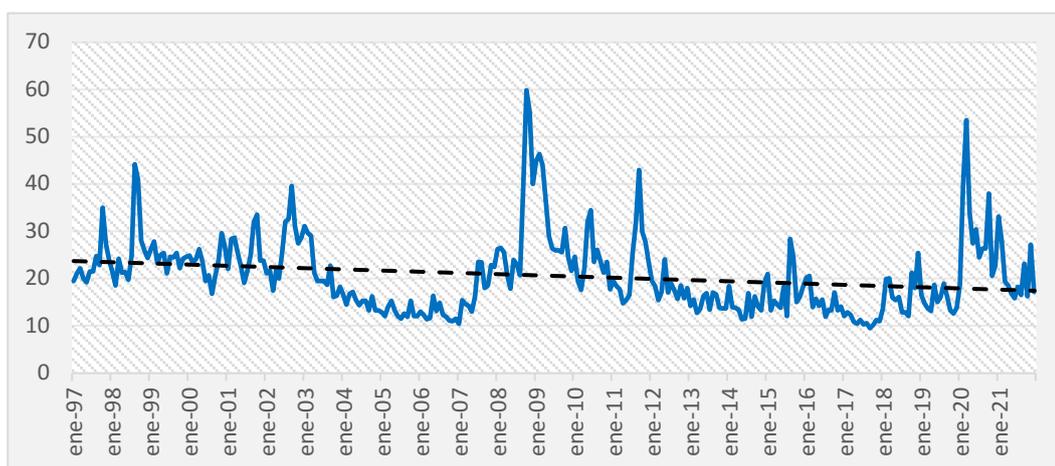
La tendencia en nivel de las cotizaciones del IBEX 35 (Gráfico 25) presenta una ligera pendiente positiva, aunque podríamos estar hablando de una tendencia lateral en el periodo seleccionado en nuestra muestra, pues las cotizaciones del índice se ven afectadas tanto por las subidas como por las caídas de los precios de las acciones en la crisis de las “punto com”, en la crisis financiera de 2008, en la crisis de la eurozona y en la crisis derivada de la Covid-19. Estas recesiones han afectado a los mercados financieros, pues como ya hemos comentado, la contracción de la inversión derivada de una crisis económica afectará en gran medida a los mercados financieros de renta variable.

En cuanto a la tendencia en nivel del índice de incertidumbre de política económica de España (Gráfico 26) vemos cómo cada vez toma más relevancia. La incertidumbre se ha visto incrementada en los últimos años, ya que como hemos apuntado, en las últimas décadas se ha producido a nivel global una tendencia a la inestabilidad financiera, lo que ha hecho de la globalización un fenómeno muy determinado por la incertidumbre. La relevancia del uso de un indicador de medición de la política económica nacional viene derivada de las situaciones que son provocadas por los responsables políticos a través de su toma de decisiones; de ahí esta tendencia claramente positiva en los últimos años, llegando en mayo de 2020 a un valor máximo de 261,61 puntos debido a la situación derivada de la Covid-19 en nuestro país.

En cuanto al índice de incertidumbre de política económica global (Gráfico 27), vemos que presenta un comportamiento similar al del índice nacional, debido a la importancia que ha cobrado en las últimas décadas. Sin embargo, cabe mencionar que el índice global, con respecto al índice de incertidumbre nacional, toma valores mucho más elevados, pues llega en su máximo punto a 437,24 en mayo de 2020, coincidiendo nuevamente con el momento en el que la población mundial estaba inmersa en la pandemia provocada por la Covid-19 y donde las decisiones políticas tomadas eran cruciales para solventar la situación nacional y mundial. Tal y como observamos en el gráfico, la tendencia es claramente positiva, coincidiendo con los nuevos tiempos de inestabilidad global. Cabe mencionar que ambas tendencias son semejantes con un componente determinista, el incremento de incertidumbre.

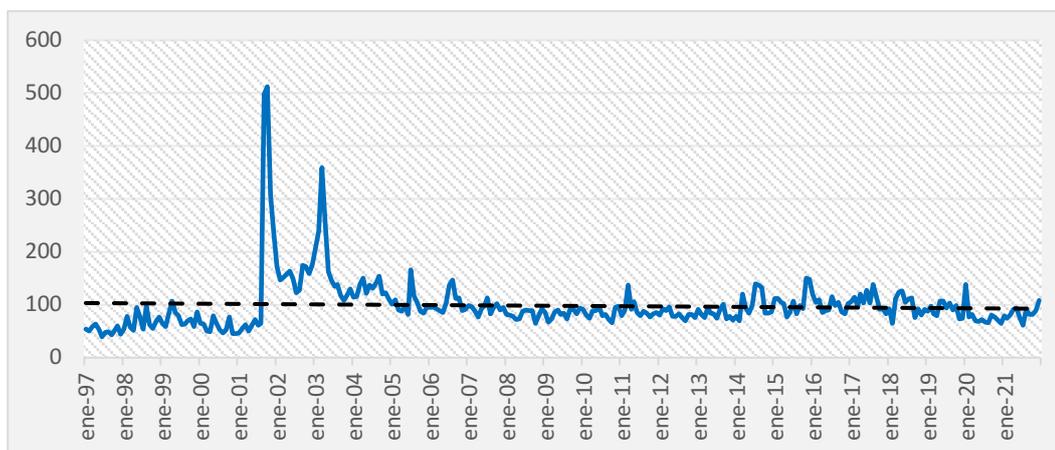
Otro de los indicadores que tenemos en cuenta es el VIX, uno de los índices de referencia mundiales, que, como hemos apuntado anteriormente en otros capítulos, nos pone de manifiesto la incertidumbre existente en los mercados financieros. Este índice de es importancia para inversores de renta variable, pues sirve para anticiparse a lo que ocurrirá en próximos periodos en el mercado, dado que su cálculo depende de los futuros de las cotizaciones estadounidenses del índice Standard & Poor's 500. En el Gráfico 28 podemos ver cómo este índice tiene una ligera tendencia negativa, manteniéndose sus valores a lo largo de los años en un entorno de estabilidad, y cómo toma su punto máximo en la crisis financiera de 2008 (59,89 puntos en octubre de 2008), seguido de la crisis derivada de la pandemia en 2020 (53,54 puntos en marzo de 2020).

**Gráfico 28.** Tendencia del índice de volatilidad financiera (VIX).



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 29.** Tendencia del índice de riesgo geopolítico (GPR).

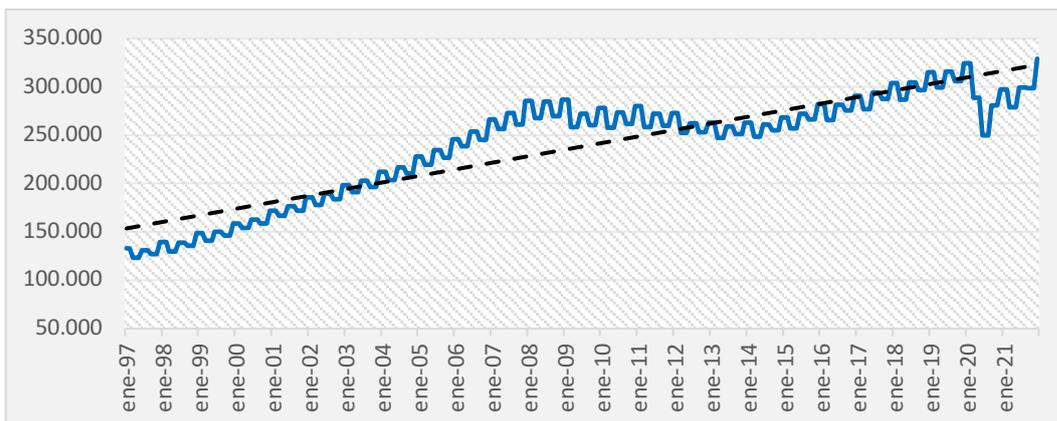


Fuente: Elaboración propia.

Por su parte, los riesgos geopolíticos (Gráfico 29) parecen tener una ligera tendencia negativa a lo largo de la serie temporal, aunque podríamos hablar de una tendencia lateral debido a la cierta estabilidad geopolítica a nivel internacional. Debemos mencionar el gran pico derivado de los acontecimientos del 11 de septiembre de 2001 en Estados Unidos, pues en el panorama internacional ha sido el que mayor conmoción ha causado. Probablemente si hubiésemos tenido en cuenta la serie temporal hasta la actualidad hubiésemos visto el impacto de la guerra de Ucrania.

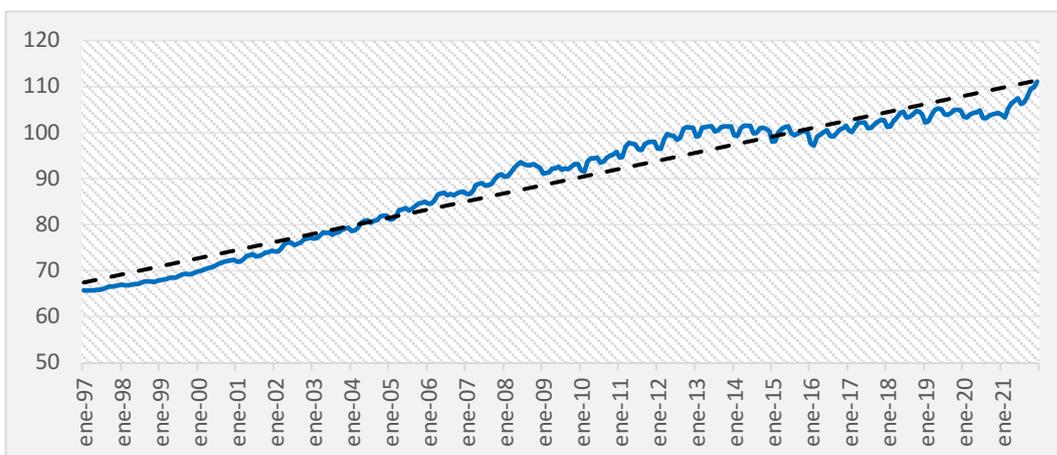
Con respecto a la evolución del PIB (Gráfico 30) y del IPCA (Gráfico 31) podemos decir que nos encontramos ante tendencias crecientes muy vinculadas al crecimiento económico y de precios del país durante las últimas décadas.

**Gráfico 30.** Tendencia del producto interior bruto a precios de mercado (PIB).



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 31.** Tendencia del índice de precios al consumo armonizado (IPCA).



Fuente: Elaboración propia.

En resumen, podemos decir que, por una parte, los indicadores con tendencia positiva son las cotizaciones bursátiles del índice nacional, los índices de incertidumbre de política económica, el crecimiento económico y la inflación. Y, por otra parte, el indicador con tendencia negativa es el índice del miedo y el de riesgos geopolíticos. Además, cabe destacar el incremento más pronunciado del índice de incertidumbre de política económica con respecto al resto de variables, lo que nos hace pensar que está marcada tendencia viene derivada de la importancia que está recibiendo la incertidumbre en el ámbito internacional.

### 5.3.2. Índice estacional

Con respecto al índice estacional, debemos tener en cuenta que las series observadas cuentan con un amplio horizonte temporal, por lo que recogen conjuntamente la evolución coyuntural, a medio y largo plazo, y, por supuesto, las variaciones estacionales que se producen a lo largo de cada año. Para poder analizar correctamente la serie es necesario separar estas variaciones. El procedimiento que seguimos para aislar el componente estacional se basa en la descomposición mediante medias móviles, en la cual se parte del supuesto de que el patrón de las variaciones estacionales se mantiene constante año tras año.

Los índices de variación estacional recogen el incremento o la disminución porcentual que el componente estacional produce en cada estación anual. Estos índices no deben incidir sobre la serie anual; por lo tanto, su promedio anual siempre debe ser igual a 100 si está expresado en tanto por ciento, como es nuestro caso en un esquema aditivo. A continuación, se plasman desde el Gráfico 32 al 38 los índices estacionales calculados para todas nuestras variables.

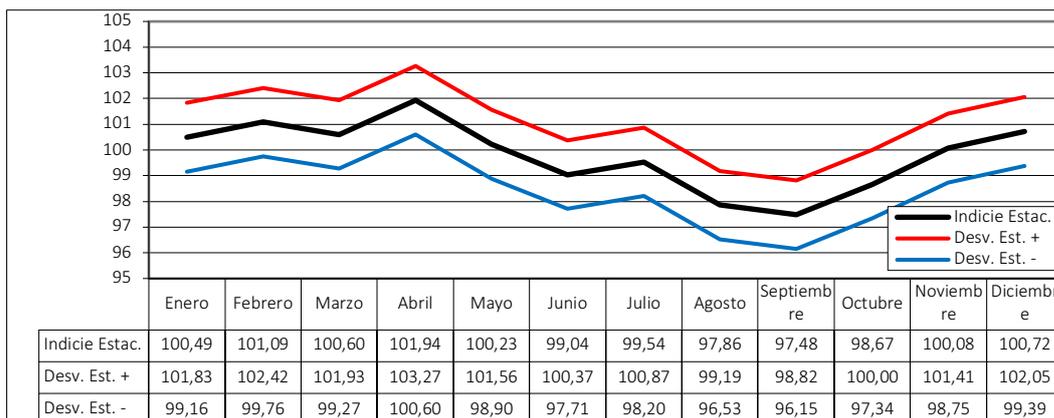
Para el primer caso, el índice estacional de las cotizaciones del IBEX, podemos observar en el Gráfico 32 cómo en el mes de abril toma su mayor valor y comienza a disminuir y llega a su mínimo en el mes de septiembre. Quizás esto se produzca por la poca actividad bursátil derivada de las vacaciones de verano en el país. Tal y como apunta Shiller (2003), deben tenerse en cuenta otros factores a la hora de analizar las series; aquí tienen cabida los efectos de los periodos de vacaciones en

los mercados financieros, de la misma forma que si fueran datos semanales debería tenerse en cuenta el efecto lunes.

En cuanto a las variables de incertidumbre (gráficos 33, 34, 35 y 36) se puede apreciar que en general tienen sus mayores valores en los meses de septiembre y octubre, por lo que parece que durante estos meses existe una mayor intranquilidad derivada de acontecimientos pasados que afectan a nuestras variables en estos periodos.

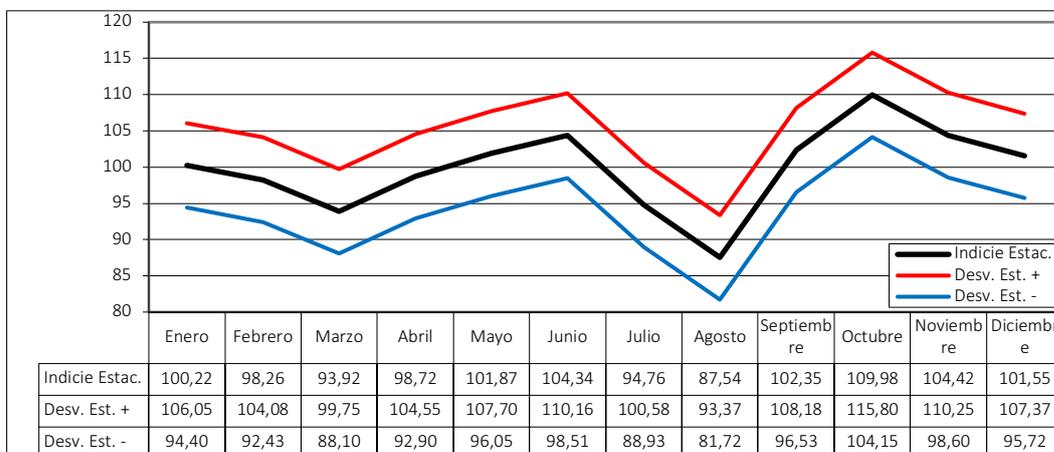
Con respecto al PIB y el IPCA vemos en los gráficos 37 y 38 cómo sus valores evolucionan siguiendo el componente estacional económico del país, con una expansión de la demanda agregada en los meses vacacionales donde se incrementa el gasto en consumo.

**Gráfico 32. Índice estacional IBEX.**



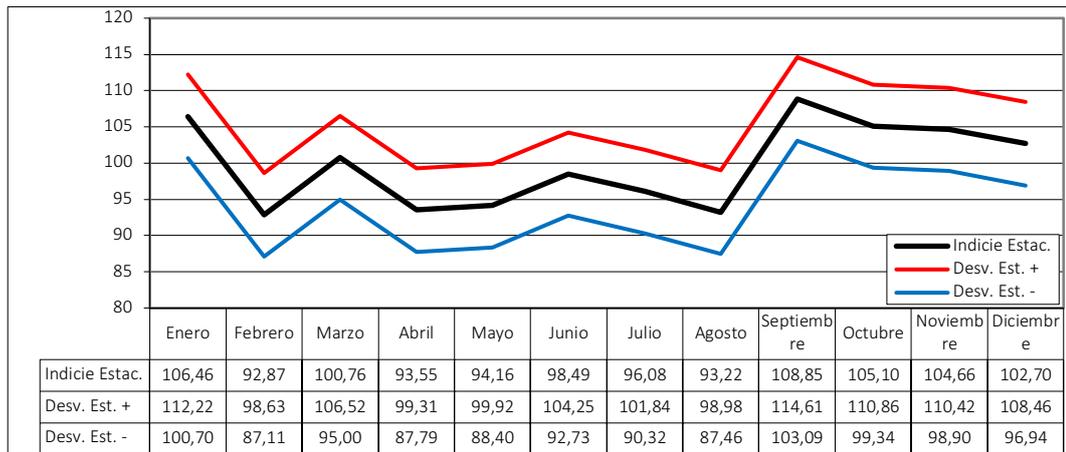
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 33. Índice estacional EPU\_España.**



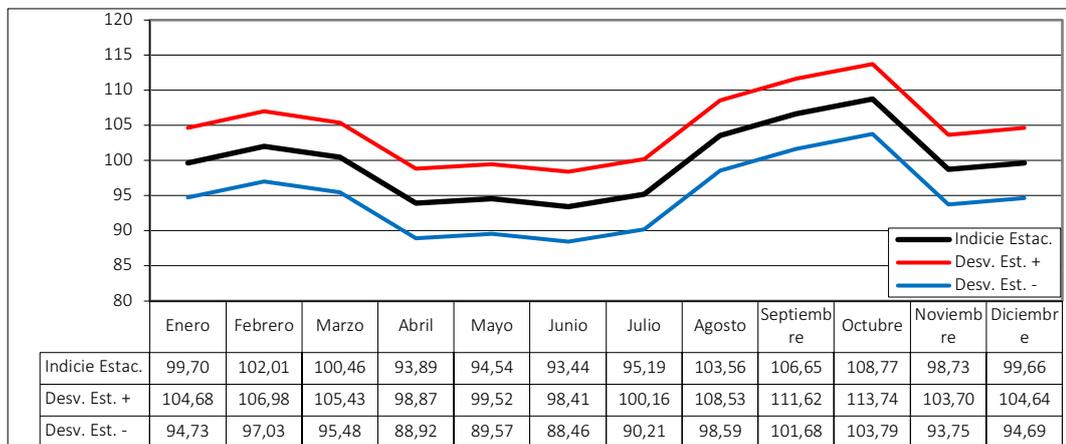
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 34. Índice estacional EPU\_Global.



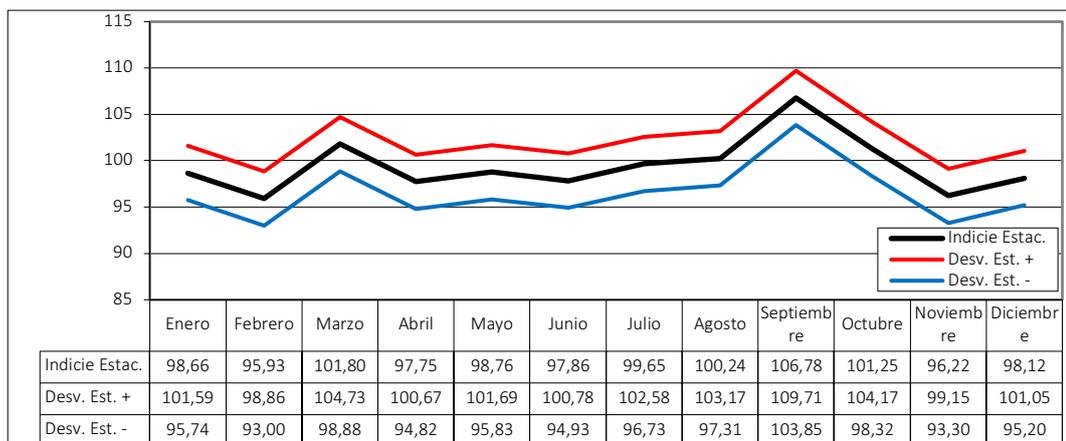
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 35. Índice estacional VIX.



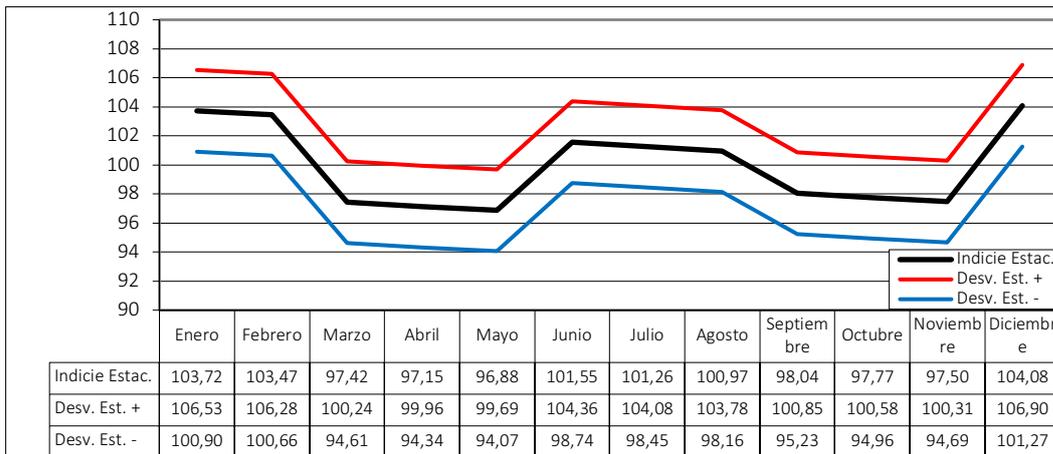
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 36. Índice estacional GPR.



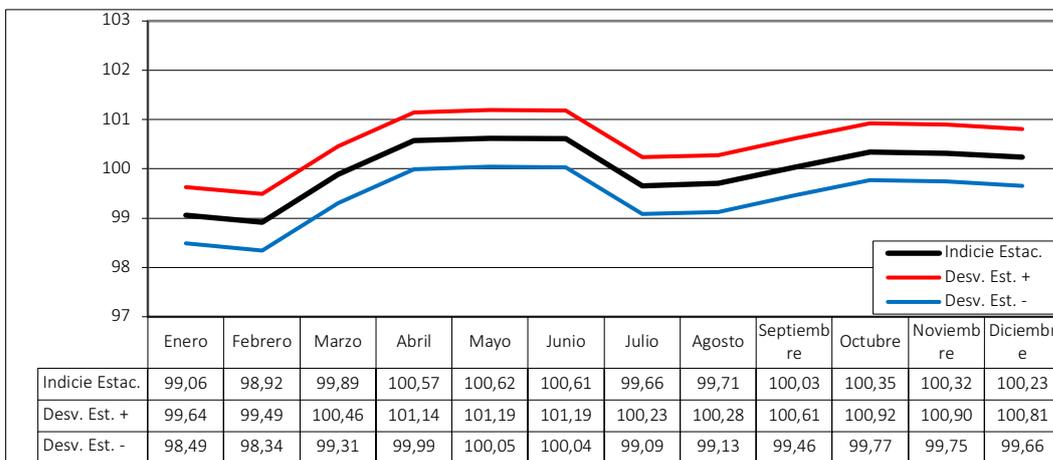
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 37. Índice estacional PIB.



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 38. Índice estacional IPCA.



Fuente: Elaboración propia.

### 5.3.3. Ciclo

El ciclo de una serie temporal representa las oscilaciones, en torno a la tendencia a largo plazo, de periodos superiores a un año relacionadas con la alternancia de épocas de prosperidad, estancamiento y recesión de la actividad económica. La descomposición del ciclo en nivel para todas nuestras variables la podemos ver en los gráficos del 39 al 44, en los cuales para una mejor visualización y a efectos comparativos se representan el ciclo de nuestras variables y el IBEX 35.

Una vertiente de estudios se ha centrado en la relación entre los ciclos económicos y el comportamiento bursátil, pues las recesiones económicas tendrían una relación estrecha con las crisis financieras y con los *cracks* bursátiles

(Kindleberger, 1992; Shiller, 2014). Además, Hubbard (1998) y Greenwald y Stiglitz (1988) señalan que los *cracks* bursátiles producen asimetrías de información que paralizarían el flujo del crédito en los mercados financieros al generar desconfianza en los inversores, así como incrementos en la volatilidad de los precios de los activos que actúan de colaterales.

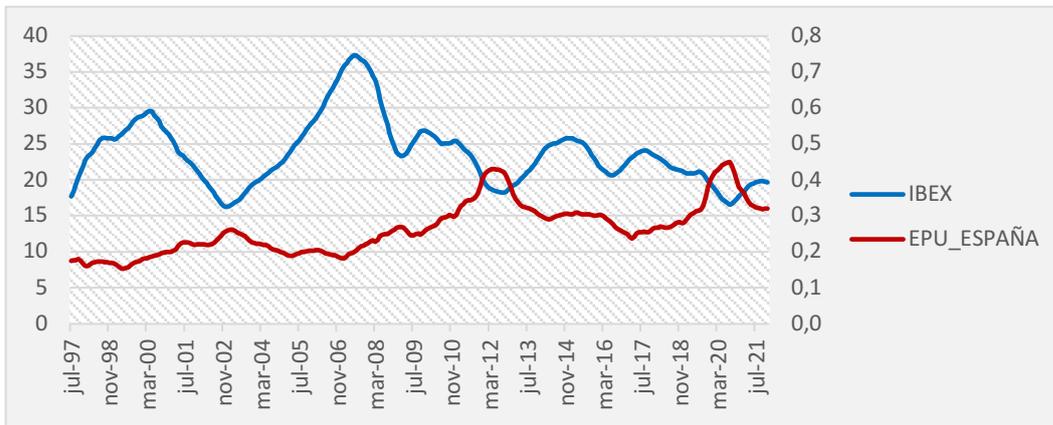
También Bernanke y Gertler (1989) apuntan a que las crisis económicas y sus simultáneos desplomes bursátiles acaban afectando a la financiación de las empresas, y demuestran que las restricciones de acceso al crédito afectan en mayor medida a pequeñas empresas con menores capacidades de inversión, pues éstas se verán especialmente perjudicadas al ver reducida gravemente su actividad económica.

En lo que respecta a nuestras series temporales, podemos seguir corroborando la hipótesis de partida, ya que en los periodos señalados con flechas la relación entre las cotizaciones bursátiles del IBEX 35 (en adelante representado en el eje primario) y la incertidumbre de política económica nacional (Gráfico 39) y global (Gráfico 40) se muestra anticíclica, pues los periodos con mayor impacto de incertidumbre coinciden con caídas del índice bursátil de referencia. Seguimos encontrando evidencia que nos lleva a la aplicación en los siguientes apartados de la modelización paramétrica de nuestras variables.

En lo que respecta a la relación de los índices VIX y GPR (gráficos 41 y 42) ambos también parecen tener una relación inversa con las cotizaciones del índice nacional de referencia (IBEX), aunque de forma más clara para el caso del índice del miedo.

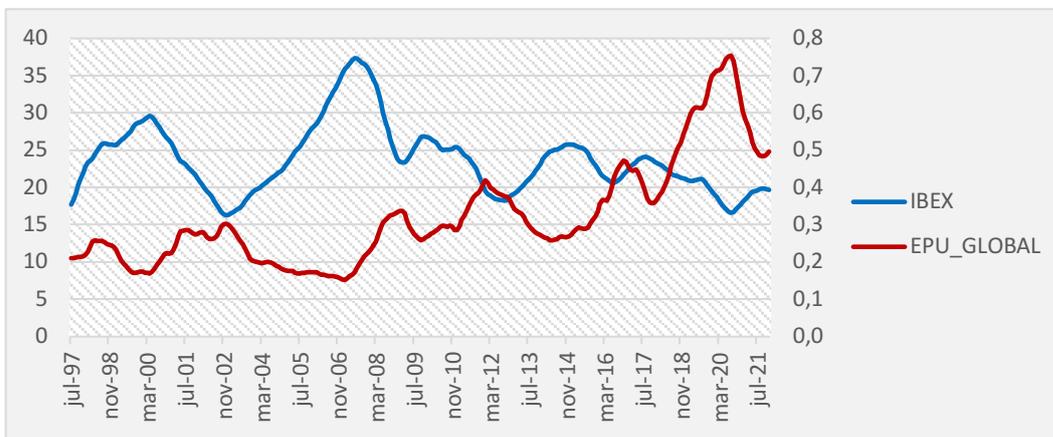
En lo que respecta a las variables de control, el PIB y el IPCA vemos en los gráficos 43 y 44 que suelen tener una relación positiva con respecto al IBEX, pues en los momentos en los que existe una tendencia creciente en estas dos variables, las cotizaciones del índice presentan mayores incrementos en sus valores.

Gráfico 39. Ciclo en nivel del IBEX 35 y el índice EPU\_España.



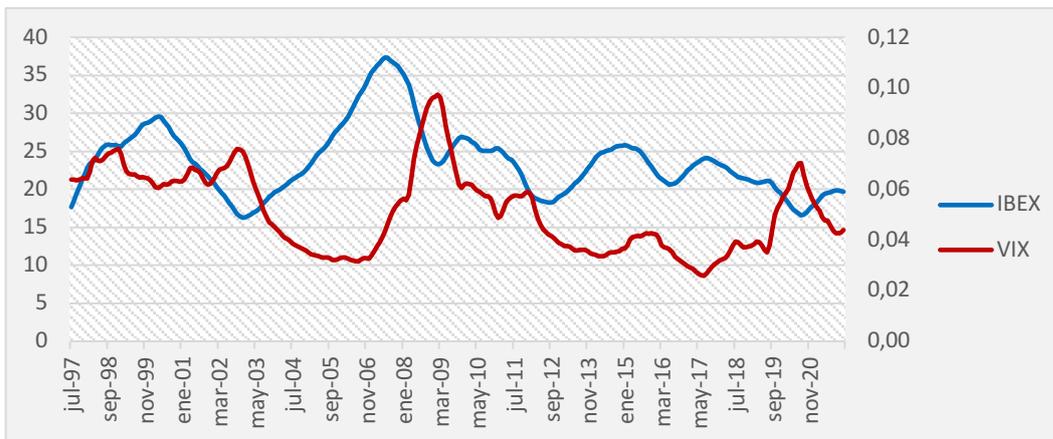
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 40. Ciclo en nivel del IBEX 35 y el índice EPU\_Global.



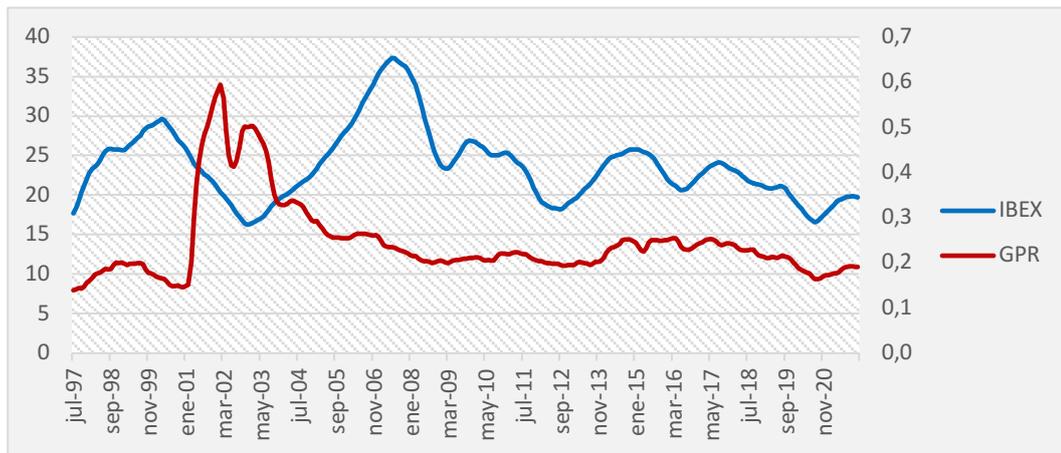
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 41. Ciclo en nivel del IBEX 35 y el índice VIX.



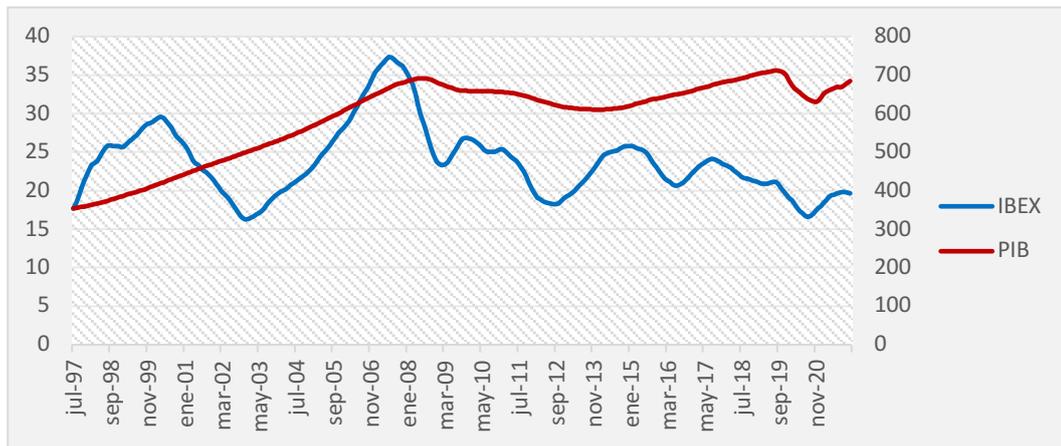
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 42.** Ciclo en nivel del IBEX 35 y el índice GPR.



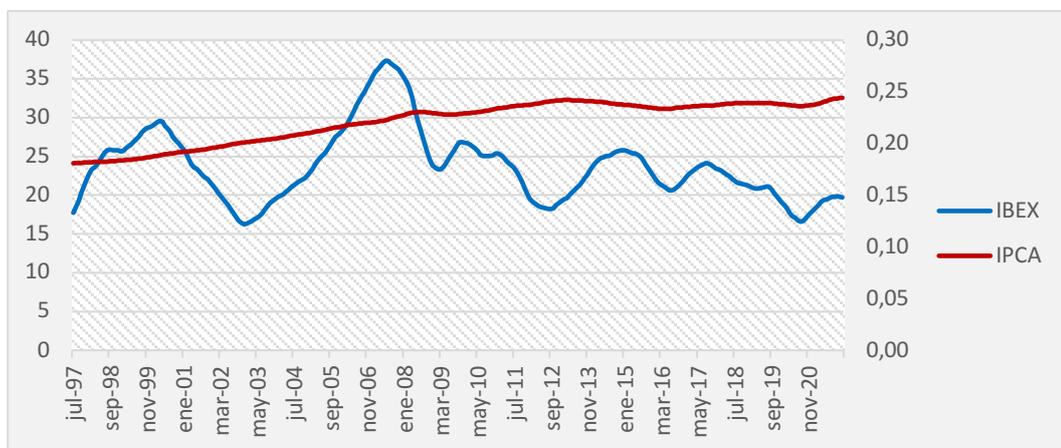
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 43.** Ciclo en nivel del IBEX 35 y el PIB.



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 44.** Ciclo en nivel del IBEX 35 y el IPCA.



Fuente: Elaboración propia.

## 5.4. Metodología y resultados

En este apartado se llevará a cabo la aplicación de la metodología y se pondrán de manifiesto los resultados obtenidos, donde se tienen en cuenta las varianzas condicionales variables de nuestras series temporales. Para ello, realizamos previamente un test de raíces unitarias para determinar la metodología óptima de cointegración a aplicar (de la misma forma que hemos procedido en el capítulo 3) para poder analizar la existencia de relación a largo plazo de nuestras variables y estimar dos modelos considerando los efectos ARCH y GARCH. Los resultados brutos obtenidos los podemos encontrar en el anexo.

### 5.4.1. Contrastes de raíces unitarias

La finalidad de estos test es verificar si las variables son estacionarias o no, esto es, integradas de orden 0  $I(0)$  o integradas de orden 1  $I(1)$ , ya que como veremos más adelante cada método requiere condiciones específicas acerca de su grado de estacionariedad.

Como hemos comentado en capítulos anteriores, el contraste con mayor potencia es el de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), por lo que hemos optado por usar éste. Al realizar dicho test, se ha utilizado un análisis con constante y otro con constante y tendencia; se han seleccionado un total de 12 retardos debido a la periodicidad mensual de los datos.

**Tabla 40.** Contrastes de raíces unitarias.

Variable	Test KPSS (cte.)	Test KPSS (cte. + tendencia)
BVPSI	$I(0)$	$I(0)$
EPU_ESPAÑA	$I(0)$	$I(0)$
EPU_GLOBAL	$I(0)$	$I(0)$
GDP	$I(0)$	$I(0)$
IMAE	$I(0)$	$I(0)$
IPC	$I(0)$	$I(0)$

*Fuente:* Elaboración propia.

Los resultados obtenidos para ambos test son los arrojados en la Tabla 40, donde observamos que todas nuestras variables son  $I(0)$ , es decir, estacionarias. Tal y como hemos comentado sobre este procedimiento, esta información nos resulta

relevante a la hora de tomar la decisión sobre qué metodología de cointegración aplicar

#### 5.4.2. Análisis de cointegración

Al realizar el análisis de cointegración, se deben tener en cuenta los resultados de los test de raíces unitarias que acabamos de obtener, ya que, según se ha señalado, en función de las propiedades de estacionariedad de nuestras variables se podrían aplicar diferentes métodos. En este caso, tal y como también hemos visto en el capítulo de cointegración, como todas las variables son  $I(0)$  el método adecuado para analizar la cointegración entre las variables es sencillamente la aplicación estándar en regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

Con el uso de esta metodología de cointegración se pretende establecer de forma previa la existencia de una relación estable a largo plazo entre las cotizaciones del IBEX 35 y la incertidumbre de política económica nacional e internacional, los índices de incertidumbre de mercados financieros y geopolítica, así como los indicadores de la actividad económica, el nivel de precios y los tipos de interés de renta fija del país.

Los modelos a estimar son los siguientes:

$$IBEX_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot EPU\_Espana_t + \beta_2 \cdot VIX_t + \beta_3 \cdot GPR_t + \beta_4 \cdot PIB_t + \beta_5 \cdot IPCA_t + \varepsilon_t$$

Donde  $IBEX_t$  es el regresando;  $\beta_0$  la ordenada en el origen;  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  y  $\beta_4$  los coeficientes de los regresores  $EPU\_Espana$ ,  $VIX$ ,  $GPR$ ,  $PIB$  e  $IPCA$  respectivamente; y  $\varepsilon_t$  la perturbación aleatoria.

$$IBEX_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot EPU\_Global_t + \beta_2 \cdot VIX_t + \beta_3 \cdot GPR_t + \beta_4 \cdot PIB_t + \beta_5 \cdot IPCA_t + \varepsilon_t$$

Donde  $IBEX_t$  es el regresando;  $\beta_0$  la ordenada en el origen;  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  y  $\beta_4$  los coeficientes de los regresores  $EPU\_Global$ ,  $VIX$ ,  $GPR$ ,  $PIB$  e  $IPCA$  respectivamente; y  $\varepsilon_t$  la perturbación aleatoria.

Los resultados de las estimaciones son los recogidos en la Tabla 41, donde se nos indicaría una relación estable a largo plazo entre todas nuestras variables, confirmando nuestra hipótesis de partida sobre la relación de la incertidumbre con

el mercado bursátil español, pues las variables EPU\_Espana, VIX y GPR se muestran relevantes al 1% del nivel de significación y con signo negativo.

**Tabla 41.** Análisis de cointegración: MCO teniendo en cuenta la incertidumbre de política económica nacional.

<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Valor p</b>
<i>C</i>	11899,2	9,352	2,27e-18 ***
<i>EPU_Espana</i>	-25,1819	-6,237	1,55e-09 ***
<i>VIX</i>	-36,7592	-2,828	0,0050 ***
<i>GPR</i>	-7,65824	-4,181	3,83e-05 ***
<i>PIB</i>	0,03700	6,813	5,41e-11 ***
<i>IPCA</i>	-78,2970	-2,826	0,0050 ***

Nota: (\*\*\*) Significativo al nivel de significación del 1%.

Fuente: Elaboración propia.

Para el caso del modelo estimado con la variable de incertidumbre de política económica global (EPU\_Global) manteniéndose igual el resto de las variables, obtenemos (Tabla 42), que nuestras variables son significativas al 1%, exceptuando al VIX, que se mantendría relevante al 5%.

**Tabla 42.** Análisis de cointegración: MCO teniendo en cuenta la incertidumbre de política económica internacional.

<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Valor p</b>
<i>C</i>	11665,0	10,33	1,48e-21 ***
<i>EPU_Global</i>	-15,2613	-8,359	2,56e-15 ***
<i>VIX</i>	-29,3240	-2,388	0,0176 **
<i>GPR</i>	-7,67817	-4,392	1,57e-05 ***
<i>PIB</i>	0,04263	8,787	1,30e-16 ***
<i>IPCA</i>	-100,227	-4,405	1,48e-05 ***

Nota: (\*\*\*) Significativo al 1% y (\*\*) Significativo al 5%.

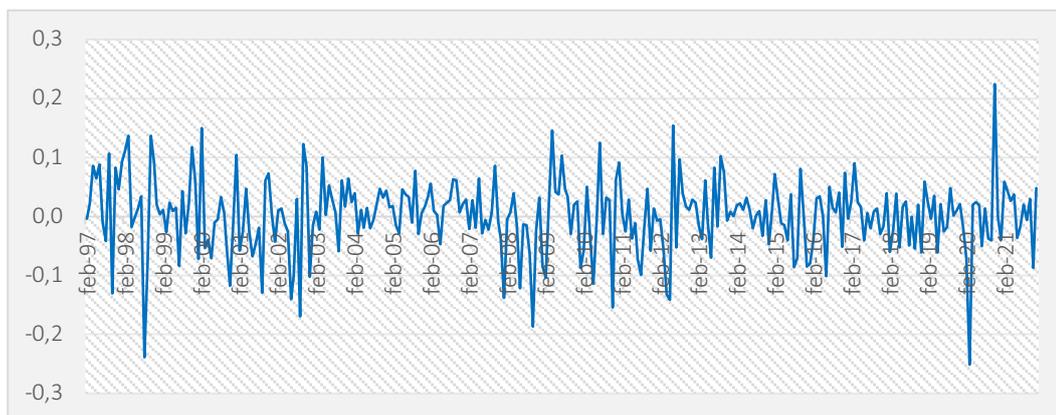
Fuente: Elaboración propia.

Para utilizar modelos de volatilidad condicionadas son precisas series de datos estacionarias, por lo que antes de su aplicación y teniendo en cuenta los resultados obtenidos en la descomposición de las series temporales y en los contrastes de

raíces unitarias, pasaremos a realizar nuestro análisis con las primeras diferencias de nuestras variables en donde existe estacionariedad en las variables y las varianzas son constantes a lo largo del tiempo.

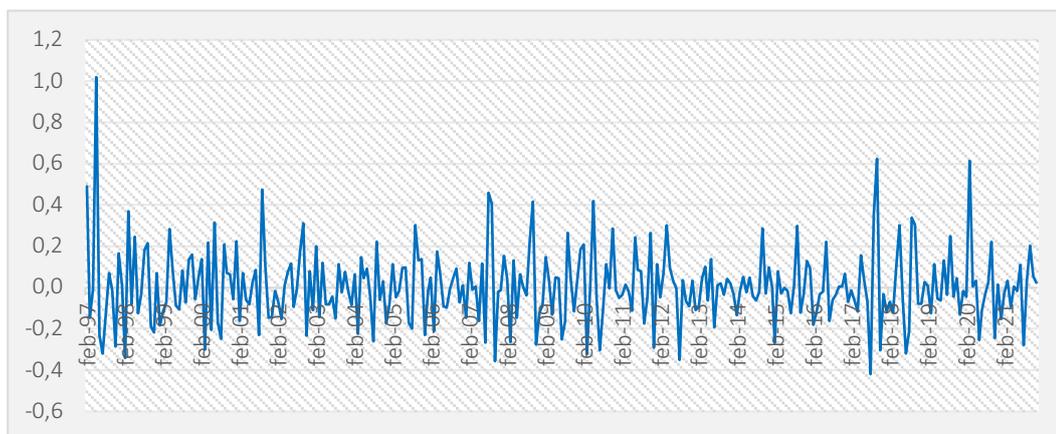
Algunas series temporales no pueden considerarse generadas por procesos estocásticos estacionarios porque presentan ciertas tendencias claras en su evolución temporal, por lo que series no estacionarias se pueden transformar simplemente tomando en consideración sus rentabilidades o el logaritmo de dichas rentabilidades (Gujarati y Porter, 2010). Por tanto, las series temporales a utilizar finalmente son las rentabilidades de cada una de ellas y son que se pueden observar en los gráficos 45, 46, 47, 48, 49, 50 y 51.

**Gráfico 45.** Rentabilidad IBEX.



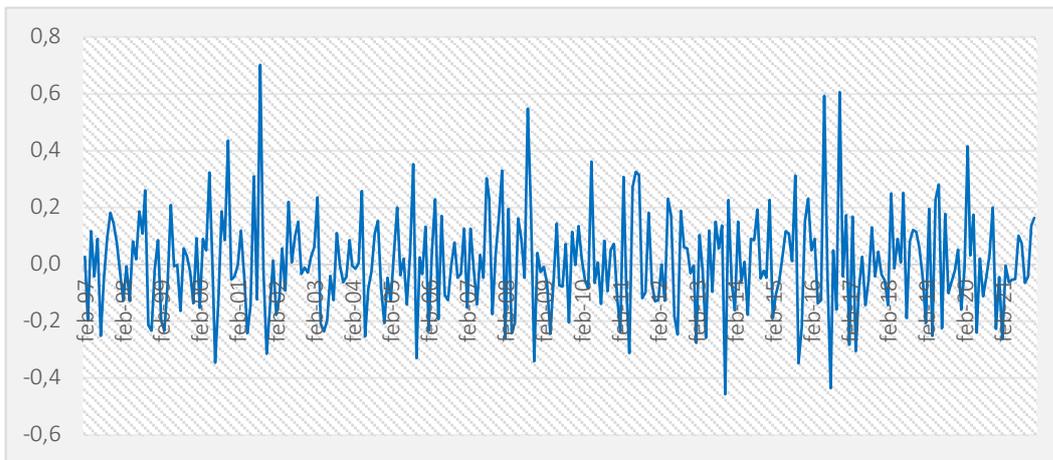
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 46.** Rentabilidad EPU\_España.



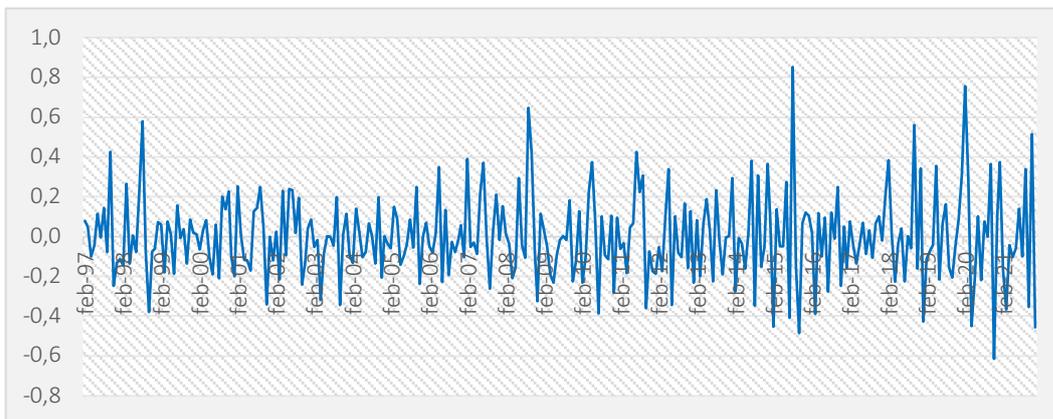
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 47.** Rentabilidad EPU\_Global.



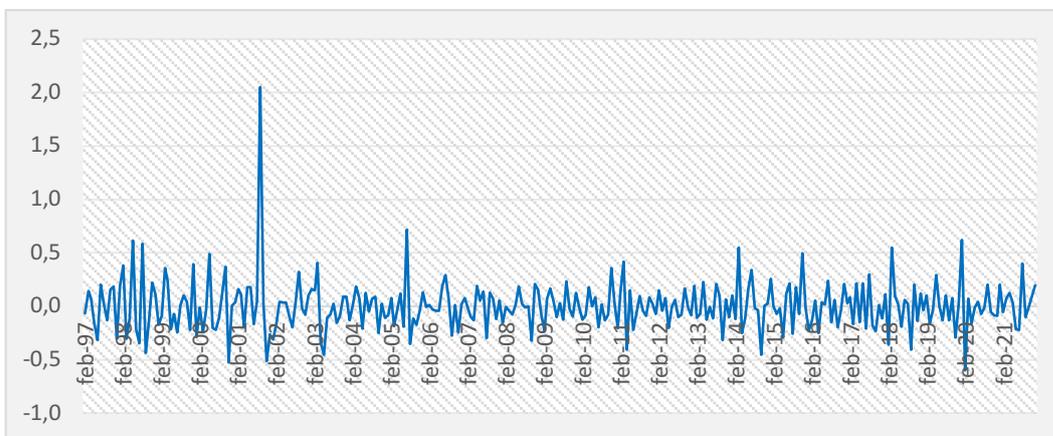
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 48.** Rentabilidad VIX.



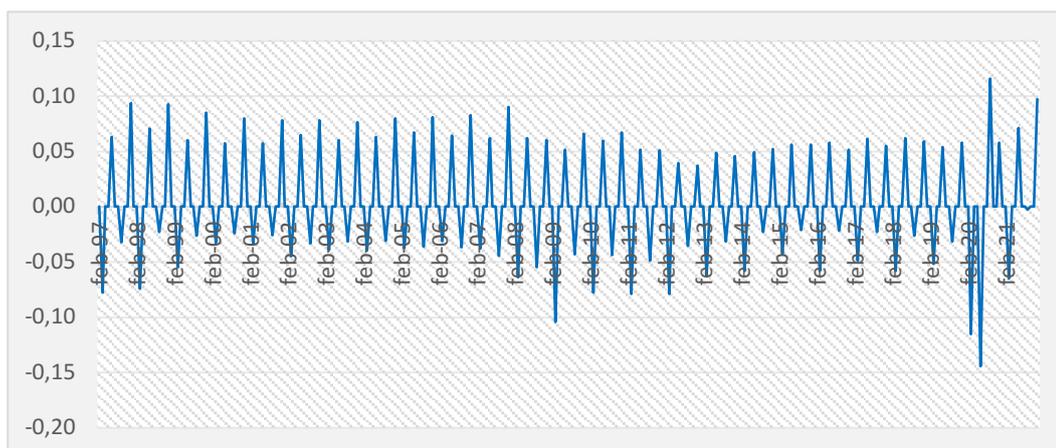
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 49.** Rentabilidad GPR.



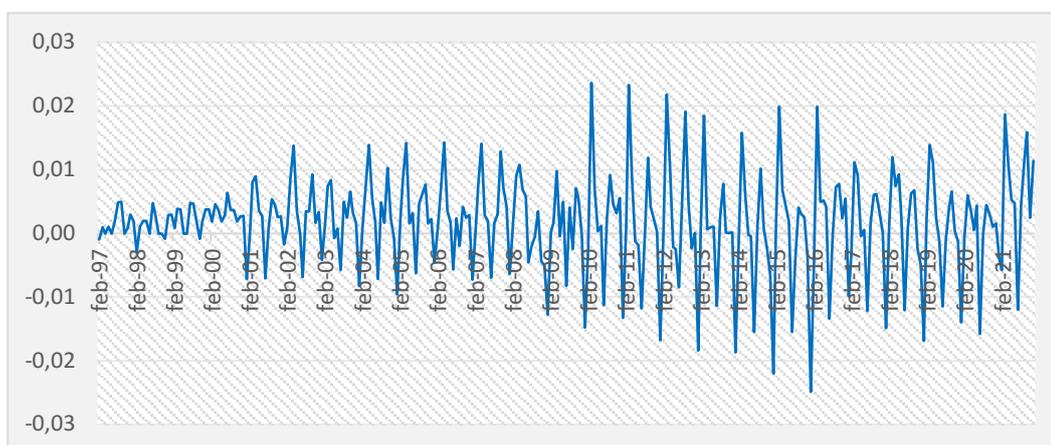
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 50.** Rentabilidad PIB.



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 51.** Rentabilidad IPCA.



Fuente: Elaboración propia.

### 5.4.3. Modelo GARCH

El modelo GARCH (*Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity*) es un modelo autorregresivo generalizado que captura las agrupaciones de volatilidad de las rentabilidades a través de la varianza condicional (Gujarati y Porter, 2010). Este modelo univariante modela la volatilidad condicional de una serie de tiempo utilizando su propio historial, basándose en la idea de que la varianza condicional de la serie de tiempo depende de sus valores pasados y de los errores pasados. El modelo GARCH especifica la volatilidad condicional como una función autorregresiva de los errores al cuadrado y las varianzas pasadas. Además, es un modelo generalizado porque tiene en cuenta tanto las observaciones

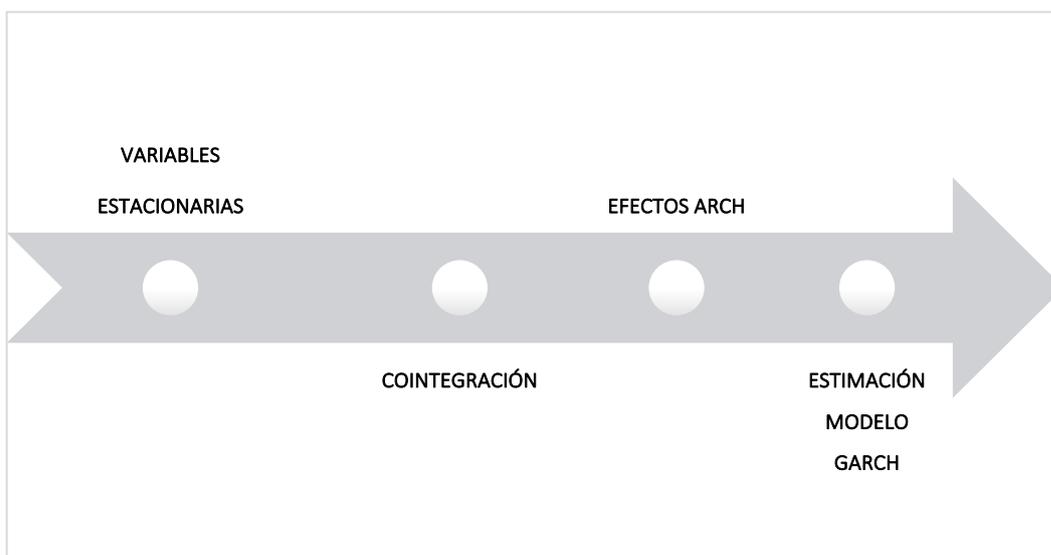
inmediatas como las históricas, autorregresivo porque la variable dependiente se tiene en cuenta a sí misma, condicional porque la varianza futura depende de la varianza histórica y heterocedástico porque la varianza varía en función de las observaciones.

Con este tipo de modelos podemos estimar la varianza condicional o volatilidad, en función del cuadrado de los errores rezagados un periodo y de la varianza condicional del periodo anterior. Al estimarse a través de procesos autorregresivos generalizados con heteroscedasticidad condicional, podemos decir que son modelos que suponen que la varianza cambia a lo largo del tiempo, cuestión que resulta crucial a la hora de utilizar esta metodología pues para los agentes financieros tener en cuenta este componente de incertidumbre sobre un instrumento financiero nos lleva a tener un modelo de relación mucho más preciso y acorde a la realidad del mercado.

En definitiva, en los modelos GARCH el objetivo central es facilitar la identificación de la volatilidad de las variables económicas y, de esta manera, formular modelos más acordes a la realidad.

Para la aplicación de este modelo, se deben tener en cuenta los pasos recogidos en la Figura 2.

**Figura 2.** Pasos para la aplicación de la metodología GARCH.



*Fuente:* Elaboración propia.

### **Paso 1. Contraste de raíces unitarias**

En este caso, siempre que utilicemos series temporales en nuestro análisis, debemos analizarlas para saber su naturaleza, pues de cara a la aplicación de modelos de volatilidad condicional variable debemos considerar variables estacionarias, esto es,  $I(0)$ .

### **Paso 2. Realización de análisis de cointegración**

Se debe analizar si las variables son cointegrantes, pues es requisito necesario de cara a la aplicación de esta metodología. Para el caso que nos ocupa, con los contrastes de raíces unitarias hemos verificado que todas nuestras variables son estacionarias para sus primeras diferencias; por ello, la metodología que hemos de aplicar para confirmar la cointegración es la estimación del modelo MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios).

### **Paso 3. Análisis de los efectos ARCH**

Se debe comprobar la existencia de efectos ARCH en nuestro análisis. Este tipo de modelos solo considera la volatilidad condicional, es decir, la varianza de los errores condicionada a los valores pasados de la serie de tiempo. Por otro lado, el modelo GARCH amplía el modelo ARCH al incluir tanto los errores pasados como los residuos pasados (cuadrados de los errores).

El modelo ARCH se basa en una ecuación de regresión donde la varianza condicional se expresa como una función de los residuos al cuadrado pasados. En cambio, el modelo GARCH incorpora tanto los residuos pasados como los residuos al cuadrado pasados en una ecuación de regresión. El modelo ARCH se denota como ARCH( $p$ ), donde " $p$ " representa el número de rezagos de los residuos al cuadrado que se utilizan para modelar la volatilidad condicional. Por otro lado, el modelo GARCH se denota como GARCH( $p, q$ ), donde " $p$ " y " $q$ " representan los órdenes de los rezagos para los residuos y los residuos al cuadrado, respectivamente.

### **Paso 4. Estimación del modelo GARCH**

Debido a que el modelo GARCH es más flexible que el modelo ARCH, pues nos permite capturar no solo la volatilidad persistente sino también la volatilidad de corto plazo (al incluir los residuos al cuadrado pasados), puede capturar efectos de

larga duración y efectos de corta duración en la volatilidad. Mientras que el modelo ARCH se enfoca exclusivamente en la volatilidad condicional basada en los residuos pasados, el modelo GARCH amplía esta idea al incorporar tanto los residuos pasados como los residuos al cuadrado pasados para modelar la volatilidad de manera más completa y flexible. Por ello, si el análisis del paso 3 nos indica la significatividad de los efectos ARCH, podemos realizar la estimación del modelo GARCH.

#### **5.4.4. Análisis de los efectos ARCH**

El modelo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) (Engle, 1982) es una técnica utilizada en el análisis de series de tiempo para modelar y predecir la volatilidad condicional de los datos. La heteroscedasticidad condicional se refiere a la variación en la volatilidad de una serie de tiempo a lo largo del tiempo. En otras palabras, la volatilidad de los datos puede cambiar en función de la información pasada y el modelo ARCH captura esta variación de la volatilidad al modelar la varianza condicional de los errores como una función de los errores pasados, definiéndose como:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \mu + \sigma_t \cdot \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \cdot \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \cdot \varepsilon_{t-p}^2$$

Donde  $Y_t$  es el valor observado en el tiempo  $t$ ,  $\mu$  es la media de la serie de tiempo  $t$ ,  $\varepsilon_t$  es el error estándar en el tiempo  $t$ ,  $\sigma_t$  es la volatilidad condicional en el tiempo  $t$ ,  $\varepsilon_t$  es un término de error estándar independiente e idénticamente distribuido (iid) con media cero y varianza uno y  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$  son los parámetros del modelo ARCH, donde  $p$  es el orden del modelo.

El modelo ARCH asume que la varianza condicional de los errores en el tiempo  $t$  es una función lineal de los errores pasados al cuadrado y los parámetros  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$  determinan la magnitud de la influencia de los errores pasados en la volatilidad condicional; con ello, podemos analizar y predecir la volatilidad en los

mercados financieros proporcionando una herramienta útil para modelar los patrones de variación en la volatilidad y evaluar el riesgo asociado con los activos financieros.

Para detectar la presencia de efectos ARCH, realizaremos la prueba de multiplicadores de Lagrange LM, propuesta tanto por Engle (1982) como por Bollerslev (1986), en la que después de expresar la ecuación de la varianza condicional se contrasta la hipótesis nula de que no hay efecto ARCH. En nuestro análisis, debido a la periodicidad mensual de los datos se llevaron a cabo los contrastes ARCH de orden 12 para cada una de las variables.

Los resultados obtenidos a través de *Gretl* son los recogidos en la Tabla 43, y nos indicarían la existencia de efecto ARCH de orden 12 para todas nuestras variables de forma individualizada, al nivel de significación del 1%, por lo que sí asumimos la existencia de una volatilidad condicional en las mismas. Con ello, podemos seguir con los pasos a aplicar de cara a la modelización de dichas variables y analizar la volatilidad condicional variable a lo largo del tiempo, es decir, la aplicación del modelo GARCH.

**Tabla 43.** Contrastes del efecto ARCH (12) para cada una de las variables.

<i>Variable</i>	<i>Estadístico LM</i>	<i>Valor p</i>
<i>IBEX</i>	257,074	4,57279e-48
<i>EPU_Espana</i>	180,295	3,71157e-32
<i>EPU_Global</i>	210,146	2,61042e-38
<i>VIX</i>	127,739	1,75378e-21
<i>GPR</i>	142,536	1,84152e-24
<i>PIB</i>	276,196	4,59739e-52
<i>IPCA</i>	286,418	3,31916e-54

Fuente: Elaboración propia.

#### 5.4.5. Estimación del modelo GARCH

El modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*, esto es, modelo generalizado autorregresivo condicionalmente heterocedástico) es una extensión del modelo ARCH que permite capturar tanto la heteroscedasticidad condicional como la autocorrelación en la volatilidad de una serie de tiempo (Bollerslev, 1986). Ampliamente utilizado en el análisis financiero y económico para modelar y predecir la volatilidad en los mercados, permite capturar patrones más complejos de volatilidad que el modelo ARCH, al incorporar tanto la heteroscedasticidad condicional como la autocorrelación en la volatilidad de los datos. Pues los precios de las acciones que cotizan en bolsas de valores y, en general, los indicadores cuyos valores cambian con cierta periodicidad, tienen unas características intrínsecas que algunos modelos no tienen en cuenta. Una de ellas es la heterocedasticidad condicional, es decir, una variabilidad condicional no contante a lo largo de la serie. Este hecho no se toma en consideración en los procesos lineales clásicos, ya que una de las premisas de estos es la existencia de una varianza constante a lo largo de la serie temporal.

Al igual que el modelo ARCH, el modelo GARCH se utiliza para modelar y predecir la volatilidad condicional de los datos en el análisis de series de tiempo. Sin embargo, a diferencia del modelo ARCH, el modelo GARCH también tiene en cuenta la autocorrelación de los errores pasados al cuadrado; por ello hablamos de este modelo como de volatilidad condicional variable. El modelo GARCH se define de la siguiente manera:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \cdot \epsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \cdot \sigma_{t-j}^2$$

Donde  $Y_t$  es el valor observado en el tiempo  $t$ ,  $\mu$  es la media de la serie de tiempo,  $\varepsilon_t$  es el error estándar en el tiempo  $t$ ,  $\sigma_t$  es la volatilidad condicional en el tiempo  $t$ ,  $\epsilon_t$  es un término de error estándar independiente e idénticamente distribuido (iid) con media cero y varianza uno,  $\omega$  es un parámetro de constante y

$\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$  y  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_q$  son los parámetros del modelo GARCH, donde  $p$  es el orden del modelo ARCH y  $q$  es el orden del modelo GARCH.

En el modelo GARCH, la varianza condicional en el tiempo  $t$  se modela como una combinación lineal de los errores pasados al cuadrado y las varianzas condicionales pasadas. Los parámetros  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$  determinan la influencia de los errores pasados en la volatilidad condicional, mientras que los parámetros  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_q$  determinan la influencia de las varianzas condicionales pasadas.

Para la aplicación de la estimación teniendo en cuenta los efectos GARCH en nuestros datos, se realizaron los contrastes GARCH (1,1), GARCH (1,2), GARCH (2,1) y GARCH (2,2), a través de *Gretl*, para cada uno de los dos modelos considerados, diferenciando entre la incertidumbre de política económica nacional e internacional. Los resultados obtenidos son los resumidos en la Tabla 44, que nos indican a un nivel de significación del 5% que debemos realizar la estimación de nuestros modelos teniendo en cuenta los efectos GARCH (1,1), debido a la significatividad de los coeficientes  $\alpha_1$  y  $\beta_1$  en ambos casos.

**Tabla 44.** Resumen de coeficientes de volatilidad.

IBEX	Modelo EPU España				Modelo EPU Global			
	GARCH (1,1)	GARCH (1,2)	GARCH (2,1)	GARCH (2,2)	GARCH (1,1)	GARCH (1,2)	GARCH (2,1)	GARCH (2,2)
$\alpha_0$	0,00030 (0,264)	0,00032 (0,439)	0,00035 (0,284)	0,00034 (0,503)	0,00041 (0,240)	0,00046 (0,326)	0,00052 (0,258)	0,00042 (0,456)
$\alpha_1$	0,09102 (0,011)	0,09633 (0,224)	0,11336 (0,116)	0,10960 (0,172)	0,09052 (0,012)	0,09673 (0,283)	0,12148 (0,107)	0,10348 (0,223)
$\alpha_2$	-	1,0e-12 (1,000)	-	2,3e-11 (1,000)	-	2,9e-12 (1,000)	-	1,0e-12 (1,000)
$\beta_1$	0,79124 (5,1e-08)	0,77570 (0,001)	0,35599 (0,506)	0,40284 (0,705)	0,73831 (5,6e-05)	0,71427 (0,004)	0,30284 (0,387)	0,35633 (0,601)
$\beta_2$	-	-	0,38465 (0,430)	0,34509 (0,673)	-	-	0,35819 (0,280)	0,36126 (0,470)
<b>Akaike</b>	-936,57	-934,41	-934,79	-932,75	-946,47	-944,34	-944,87	-942,74
<b>H-Q</b>	-921,76	-918,12	-918,50	-914,98	-931,66	-928,05	-928,58	-924,97
<b>Varianza incondicional del error</b>	0,00243 (0,005)	0,00252 (0,015)	0,00242 (0,013)	0,00242 (0,029)	0,00237 (0,018)	0,00245 (0,047)	0,00237 (0,037)	0,00232 (0,080)

Fuente: Elaboración propia.

Por tanto, finalmente, dada la significatividad de los coeficientes GARCH, se procedió a la estimación de los dos modelos. Como hemos comentado en las secciones anteriores, el primero tiene en cuenta el índice de incertidumbre de política económica nacional (EPU\_Espana) y el segundo el índice a nivel global (EPU\_Global), para analizar los efectos diferenciales que puede tener la incertidumbre medida a través de dos perspectivas dimensionales diferentes.

En primer lugar, la estimación del modelo en la que se tiene en cuenta la incertidumbre de política económica nacional (EPU\_Espana) es la recogida en la Tabla 45, y parece indicar que el índice EPU tiene efectos negativos relevantes en los rendimientos del IBEX, al nivel de significación del 1%. Relevancia que también tienen el índice VIX y el GPR, al 1% y 5% respectivamente, sobre los rendimientos bursátiles del índice bursátil. Con ello, observamos que sólo los indicadores de incertidumbre parecen resultar significativos en el mercado bursátil español.

En cuanto al modelo 2 (Tabla 46), al 1% de significación, el índice de incertidumbre de política global y el índice del miedo serían relevantes en cuanto al efecto negativo que producirían en los rendimientos bursátiles de índice español. Sin embargo, los riesgos geopolíticos globales en este caso no tendrían efectos en las rentabilidades del IBEX, al igual que las variables macroeconómicas que se han tenido en cuenta (PIB e IPCA). Además, el índice de incertidumbre de política económica global parece tener mayores efectos sobre el índice bursátil que con respecto al referido a la incertidumbre nacional.

**Tabla 45.** Estimación en presencia de efectos GARCH (1,1) teniendo en cuenta EPU\_Espana.

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico z</i>	<i>Valor p</i>
<i>C</i>	0,00176	0,607	0,544
<i>EPU_Espana</i>	-0,07293	-4,264	0,000 ***
<i>VIX</i>	-0,14349	-10,44	0,000 ***
<i>GPR</i>	-0,02663	-2,121	0,034 **
<i>PIB</i>	0,00864	0,105	0,917
<i>IPCA</i>	0,17886	0,481	0,631

*Fuente:* Elaboración propia.

**Tabla 46.** Estimación en presencia de efectos GARCH (1,1) teniendo en cuenta EPU\_Global.

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>
<i>C</i>	0,00228	0,799	0,424
<i>EPU_Global</i>	-0,08747	-5,471	0,000 ***
<i>VIX</i>	-0,14539	-10,92	0,000 ***
<i>GPR</i>	-0,01604	-1,309	0,191
<i>PIB</i>	-0,01921	-0,233	0,816
<i>IPCA</i>	0,04345	0,117	0,907

*Fuente:* Elaboración propia.

En resumen, estos resultados ratifican, a través de un análisis más acorde a la realidad, donde se tiene en cuenta la volatilidad de mercado, la relevancia de la influencia que tiene la incertidumbre en el índice bursátil de referencia en España, pues hemos contrastado nuevamente cómo la incertidumbre afecta de forma negativa a las cotizaciones de los precios nacionales.

## 5.5. Discusión y conclusiones

El objetivo de este capítulo era revelar el efecto de la volatilidad condicional variable de nuestras series temporales con el fin de poner de manifiesto una relación más acorde a la realidad de las variables que consideramos. Para ello se realizó una descomposición de las series temporales con las que íbamos a trabajar donde, tras constatar la estacionariedad de las mismas, se procedió a transformarlas para aplicar la metodología GARCH. Además, como paso previo, se realizó un análisis de cointegración necesario en el procedimiento.

A partir de la estimación de nuestros modelos, donde tienen cabida la incertidumbre de política económica nacional e internacional, la volatilidad global de los mercados y los riesgos geopolíticos, obtenemos que tanto la incertidumbre de política económica nacional como la volatilidad existente en los mercados influyen de forma negativa en los rendimientos del IBEX 35 (al nivel de significación del 1%) y, por su parte, el índice de riesgos geopolíticos se mostraría relevante al

nivel de significación del 5% en la evolución de los rendimientos de la bolsa española. Con ello, obtenemos evidencia empírica que corrobora los efectos adversos de la incertidumbre en el mercado bursátil español.

A través del modelo que incluye el índice de incertidumbre de política económica global, vemos cómo se muestran significativos (al 1%) este indicador y la volatilidad financiera, no mostrándose relevante en este caso los riesgos geopolíticos existentes alrededor del mundo.

Todo ello sigue la línea de investigaciones donde se pone de manifiesto la relación existente entre incertidumbre y los rendimientos bursátiles aplicando la metodología GARCH (Adjei y Adjei, 2017; Chandra y Thenmozhi, 2015; He y Zheng, 2022; Hu *et al.*, 2018).

Sin embargo, ni el crecimiento económico ni la inflación se mostrarían significativos en ninguno de los dos modelos estimados. Esta cuestión podría venir derivada del uso de este tipo de metodologías en variables económicas, pues su aplicación suele ser a variables financieras por la naturaleza de las variabilidades de sus series temporales, cuestión que podría abordarse en futuras investigaciones.

Cabe mencionar que los resultados del análisis de cointegración nos indicarían la influencia no sólo de los factores de incertidumbre, sino también de nuestras variables de control como son el crecimiento económico (PIB) y la inflación (IPCA). Con ello, hemos podido constatar de la misma que forma que Bloom (2009) y Kim (2003) que el crecimiento económico tendría un efecto positivo en los mercados de valores y que, tal y como apuntan Fama (1981) y Chen *et al.* (1986), un incremento de la inflación podría reducir los rendimientos de las acciones.

La estimación de estos modelos nos ayudará a tomar decisiones óptimas de inversión, pues de la misma forma que apuntan Srikanta y Amartya (2022), la incertidumbre de política económica afecta tanto a los rendimientos bursátiles como a la volatilidad del mercado, por lo que tener en cuenta las varianzas incondicionales del error así como estimaciones más acordes a la realidad, hace que los efectos de los shocks de incertidumbre analizados en los rendimientos del IBEX 35 puedan tener una mejor predictibilidad.

## Conclusiones

En la presente tesis doctoral hemos analizado la relación entre tres dimensiones de la incertidumbre (política económica, geopolítica y volatilidad financiera) y los mercados bursátiles. Para ello, hemos aplicado tres de las metodologías más utilizadas en la literatura existente: de cointegración (modelo autorregresivo de retardos distribuidos, ARDL), de datos de panel (modelos de efectos fijos y aleatorios) y de volatilidad condicional variable (modelo GARCH).

A modo de síntesis, podría afirmarse que de la evidencia empírica obtenida en el marco de la tesis se desprenden las siguientes conclusiones.

La adopción de medidas de política económica puede dar lugar efectos externos que tienen efectos muy significativos en los mercados financieros. Más concretamente, la generación de incertidumbre como consecuencia de las políticas económicas produciría un impacto negativo y muy significativo sobre los precios de las acciones.

En el caso de España, de acuerdo con las estimaciones de un modelo ARDL, a largo plazo los rendimientos de las cotizaciones de la bolsa de valores tienen una estrecha relación positiva con el crecimiento económico, mientras que, por el contrario, la inflación, el tipo de interés y el tipo de cambio no tendrían una influencia significativa sobre el valor del IBEX 35.

Además, un aumento de la incertidumbre provocaría disminuciones en las cotizaciones del IBEX 35. Por una parte, la incertidumbre en la política económica influye a largo plazo de manera negativa sobre los rendimientos de las acciones del índice. En la misma línea, un incremento en la volatilidad de los mercados financieros de renta variable, medido a través del VIX, también aparece asociado con una reducción de los rendimientos de las acciones de las empresas que cotizan en el IBEX 35. Es más, el efecto de la volatilidad es mayor que el de la incertidumbre derivada de la política económica.

En lo que respecta al corto plazo, también se concluye que la incertidumbre de política económica y la volatilidad en los mercados financieros afectan negativamente al IBEX 35. A este respecto, lo más relevante es que la velocidad de ajuste ante un shock de incertidumbre para volver a la situación inicial de equilibrio es relativamente alta, puesto el modelo ARDL utilizada la cifra en torno a un mes.

En suma, de acuerdo con los resultados obtenidos en la tesis, la incertidumbre desempeña un papel destacado como determinante de las cotizaciones bursátiles. De hecho, su impacto es más significativo que el de otras magnitudes macroeconómicas consideradas más frecuentemente en la literatura.

Con la finalidad de comprobar hasta qué punto los resultados son generalizables, más allá del caso español, la extensión del análisis a una muestra representativa de economías con características diversas nos ha permitido obtener evidencia adicional de los efectos a largo plazo de las distintas dimensiones de la incertidumbre sobre los índices bursátiles. En este caso, a partir del análisis llevado a cabo a través de un análisis clúster y un ANOVA se extraen varias conclusiones relevantes. En primer lugar, existe una escasa similitud en el comportamiento de la incertidumbre de política económica a nivel internacional, aunque se aprecia cierta

homogeneidad entre algunos de los países europeos considerados "PIIGS". En segundo lugar, centrándonos en el estudio concreto de la eurozona, esta no arroja semejanzas (en términos de incertidumbre generada por su política económica), encontrando diferencias apreciables entre sus miembros.

Finalmente, la conclusión que se desprende de la aplicación de una metodología de datos de panel estático para la mencionada muestra de países es que los efectos negativos de la incertidumbre de política económica y los riesgos geopolíticos en los precios de las acciones son generalizados, pero a nivel internacional el mayor efecto es el asociado a la incertidumbre en el ámbito geopolítico.

Los resultados obtenidos a partir de esta investigación son claramente transferibles a varios niveles: políticas económicas, gestión de inversiones y gestión empresarial.

En primer lugar, cabe destacar que estos resultados sugieren que los *policymakers*, a la hora de implementar sus políticas económicas, deberían tener muy presente la conveniencia de tratar de minimizar, en la medida de lo posible, la generación de incertidumbre entre los agentes económicos. Nuestro trabajo nos ha permitido constatar que una actuación errática traería aparejado un impacto negativo en los mercados bursátiles del país. Se produciría un tipo de externalidad que afectaría desfavorablemente a las cotizaciones y, en consecuencia, podría dar lugar a repercusiones adversas en cuanto a la financiación empresarial y, por tanto, en la actividad económica de dicho país. Por otra parte, no cabe duda de la importancia que para los responsables de la adopción de medidas de política económica tiene la identificación de los aspectos que resultan determinantes a la hora de explicar la volatilidad de los activos financieros para así poder tomar las decisiones más adecuadas de cara a alcanzar sus objetivos.

La evidencia empírica obtenida también puede resultar de utilidad a los inversores a la hora de realizar su planificación financiera y tomar decisiones óptimas de inversión, teniendo en cuenta los efectos de las distintas fuentes de

incertidumbre. Esto es así en la medida en que el análisis llevado a cabo mejora la predictibilidad de los efectos de los shocks de incertidumbre en el IBEX 35.

Adicionalmente, los resultados obtenidos revisten interés para las empresas privadas, porque la información que proporcionan, entre otras cosas, les facilitará el diseño de instrumentos para la gestión eficiente de sus carteras de activos de acuerdo con sus políticas de inversiones, dado que las variaciones de la incertidumbre pueden afectar de forma diferente a las decisiones de inversión.

En definitiva, la incertidumbre en sus distintas vertientes plantea desafíos únicos a la hora de tomar decisiones tanto a inversores como a *policymakers* que a menudo se enfrentan a riesgos que tienen consecuencias desconocidas.

El estudio de las distintas vertientes de la relación existente entre la incertidumbre y los índices bursátiles no está exento de limitaciones, lo cual pone de manifiesto la pertinencia de seguir investigando en esta línea de trabajo con el fin de explorar la aplicación de otras metodologías como pueden ser los experimentos naturales y los modelos estructurales.

Concretamente, una de las limitaciones que está presente en esta tesis doctoral, es que las medidas de incertidumbre utilizadas distan de ser perfectas, por lo que sería más adecuado tomar los resultados como aproximaciones más que como medidas exactas.

Por otra parte, también nos enfrentamos a un problema de disponibilidad de datos que dificulta la viabilidad de análisis sobre la influencia de la incertidumbre para horizontes temporales amplios. Por ejemplo, existe una limitación a la hora de analizar los indicadores de incertidumbre de geopolítica y volatilidad financiera, pues para un buen número de países no existe información sobre estos indicadores concretos en el ámbito nacional. En otros casos, si estos indicadores existen son de reciente creación, lo que imposibilita la construcción de una serie histórica que permitiría realizar un análisis más completo.

A lo anterior habría que añadir que existen otros tipos de incertidumbre en otros ámbitos diferentes de los contemplados en esta tesis y también pueden incidir en el comportamiento de las cotizaciones bursátiles. Estos serían los casos,

por ejemplo, de los sentimientos, preferencias y comportamiento de los inversores y los avances tecnológicos.

En líneas generales, se podría afirmar que la literatura sobre las implicaciones de la incertidumbre de política económica se encuentra en una fase incipiente. Por una parte, como hemos demostrado, los shocks de incertidumbre provocan disminuciones en las cotizaciones bursátiles, por lo que los responsables políticos tendrían que evaluar la posibilidad de intervenir en caso de que se requiera una estabilización del mercado. Por otra parte, la política económica debe tratar de abordar la causa de la incertidumbre, es decir, debe tratar de anticiparse a los episodios de incertidumbre. Con respecto a ambas cuestiones cabe señalar que la evidencia es escasa y deja abierta la posibilidad de desarrollar nuevas líneas de trabajo en estos campos.

Más específicamente, entre las futuras líneas de investigación que permitirían avanzar en la línea abierta por esta tesis, podríamos mencionar las siguientes: (i) la creación y/o mejora de indicadores de incertidumbre con los cuales poder obtener resultados más precisos; (ii) la realización de nuevas investigaciones que tengan en cuenta la división temporal que se desprende de la existencia de puntos de ruptura detectadas en algunas de las series temporales; (iii) el análisis de si la toma de decisiones por parte de los *policymakers* con el fin de reducir la incertidumbre provocaría una mayor volatilidad al generar informaciones más frecuente en los mercados después de cada pronunciamiento político; (iv) el estudio de la incertidumbre de política económica dependiendo del espectro ideológico en el que se sitúan los partidos políticos que conforman el gobierno de un país.



## Referencias

- Abel, A. B. (1983). Optimal Investment under Uncertainty. *The American Economic Review*, 73(1), 228-233. [https://repository.upenn.edu/fnce\\_papers/220/](https://repository.upenn.edu/fnce_papers/220/)
- Abugri, B. A. (2008). Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American markets. *International Review of Financial Analysis*, 17(2), 396-410. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2006.09.002>
- Ada, A. y Osahon, S. (2015). Stock Returns, Inflation and the “Reverse Causality” Hypothesis: Evidence from Nigeria. *International Journal of Research in Business and Social Science*, 4(1), 32-50. <https://doi.org/10.20525/ijrbs.v4i1.29>
- Addo, A. y Sunzuoye, F. (2013). The Impact of Treasury Bills Rate and Interest Rate on Stock Market Returns: A Case of Ghana Stock Exchange. *European Journal of Business and Economics*, 8(2), 15-24. <https://doi.org/10.12955/ejbe.v8i2.378>
- Adjei, F. y Adjei, M. (2017). Economic policy uncertainty, market returns and expected return predictability. *Journal of Financial Economic Policy*, 9(3), 242-259. <https://doi.org/10.1108/JFEP-11-2016-0074>

- Adrangi, B., Chatrath, A. y Sanvicente, A. Z. (2011). Inflation, output, and stock prices: Evidence from Brazil. *Journal of Applied Business Research*, 18(1), 61-76. <https://doi.org/10.19030/jabr.v18i1.2101>
- Agarwal, V., Arisoy, Y.E. y Naik, N.Y. (2017). Volatility of Aggregate Volatility and Hedge Fund Returns. *Journal of Financial Economics*, 125(3), 491-510. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2017.06.015>
- Agrawalla, R. K. y Tuteja, S. K. (2008). Share Prices and Macroeconomic Variables in India. *Journal of Management Research*, 8(3), 158-178.
- Ahmad, M. I., Rehman, R. U. y Raouf, A. (2010). Do Interest Rate, Exchange Rate affect Stock Returns? A Pakistani Perspective. *International Research Journal of Finance & Economics*, 50, 146-150.
- Ajmi, A. N., Aye, G. C., Balcilar, M., Montasser, G. y Gupta, R. (2015). Causality between US economic policy and equity market uncertainties: Evidence from linear and nonlinear tests. *Journal of Applied Economics*, 18(2), 225-246. [https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(15\)30010-6](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(15)30010-6)
- Akbar, M., Ali, S. y Khan, M. F. (2012). The Relationship of Stock Prices and Macroeconomic Variables revisited: Evidence from Karachi Stock Exchange. *African Journal of Business Management*, 6(4), 1315-1322. <https://doi.org/10.5897/AJBM11.1043>
- Al-Farooque, O., Baghdadi, G., Trinh, H. y Khandaker, S. (2023). Stock liquidity during COVID-19 crisis: A cross-country analysis of developed and emerging economies, and economic policy uncertainty. *Emerging Markets Review*, 55, 101025. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2023.101025>
- Al-Thaqeb, S. A. y Algharabali, B. G. (2019). Economic policy uncertainty: A literature review. *The Journal of Economic Asymmetries*, 20, e00133. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2019.e00133>
- Al-Yahyaee, K., Rehman, M., Mensi, W. y Al-Jarran, I. (2019). Can uncertainty indices predict Bitcoin prices? A revisited analysis using partial and multivariate wavelet approaches. *The North American Journal of Economics and Finance*, 49, 47-56. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.03.019>
- Alagidede, I. y Panagotidis, T. (2011). Causal Relationship between Stock Prices and Exchange Rates. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 20(1), 67-86. <https://doi.org/10.1080/09638199.2011.538186>
- Alisdair, R., Castree, N. y Kitchin, R. (2013). *A Dictionary of Human Geography*. Oxford: Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acref/9780199599868.001.0001>

- Aloy, M., Boutahar, M., Gente, K. y Feissolle, A. P. (2010). Fractional Integration and Cointegration in Stock Prices and Exchange Rates. *Economics Bulletin*, 30(1), 115-129.
- Alqahtani, A. y Martinez, M. (2020). US Economic Policy Uncertainty and GCC Stock Market. *Asia-Pacific Financial Markets*, 27(3), 415-425.  
<https://doi.org/10.1007/s10690-019-09300-5>
- Altay, E. (2003). *The effect of macroeconomic factors on asset returns: A comparative analysis of the German and Turkish Stock Markets in an APT framework* (Working Paper No. 48/2003). University Library of Munich.
- Alvargonzález, D. (1992). *El sistema de clasificación de Linneo*. Pentalfa.
- Amaefula, C. G. y Asare, B. K. (2013). Time Varying Correlation of Stock Returns Relative to Exchange Rate and Inflation Rate and also Their Volatilities: Evidence from Nigeria. *Journal of Business and Management*, 14(1), 41-49.  
<https://doi.org/10.9790/487X-1414149>
- Amarasinghe, A. (2015). Dynamic Relationship between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Colombo Stock Exchange. *International Journal of Business and Social Science*, 6(4), 92-97.
- Amihud, Y. y Mendelson, H. (1991). Liquidity, Maturity, and the Yields on U.S. Treasury Securities. *Journal of Finance*, 46(4), 1411-1425.  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04623.x>
- Anari, A. y Kolari, J. W. (2010). *The Power of Profit, Business and Economic Analyses. Forecasting and Stock Valuation*. New York: Springer-Verlag.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X. y Labys, P. (2003). Modeling and Forecasting Realized Volatility. *Econometrica*, 71(2), 579-625.  
<https://doi.org/10.1111/1468-0262.00418>
- Andersen, T. G. y Bollerslev, T. (1998). Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts. *International Economic Review*, 39(4), 885-905. <https://doi.org/10.2307/2527343>
- Anderson, G. (1987). A procedure for differentiating perfect-foresight-model reduced-from coefficients. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 11(4), 465-481. [https://doi.org/10.1016/S0165-1889\(87\)80001-5](https://doi.org/10.1016/S0165-1889(87)80001-5)
- Ang, A., Chen, J. y Xing, Y. (2006). Downside Risk. *The Review of Financial Studies*, 19(4), 1191-1239. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhj035>
- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y. y Zhang, X. (2006). The Cross-Section of Volatility and Expected Returns. *Journal of Finance*, 61(1), 259-299.  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00836.x>

- Ang, A., Hodrick, R., Xing, Y. y Zhang, X. (2009). High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further U.S. Evidence. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 1-23.
- Anoruo, E. y Braha, H. (2010). Testing for Long Memory in REIT Returns. *International Real Estate Review*, 13(3), 261-281.  
<https://doi.org/10.53383/100128>
- Anoruo, E. y Gil-Alana, L. (2011). Mean Reversion and Long Memory in African Stock Market Prices. *Journal of Economics and Finance*, 35(3), 296-308.  
<https://doi.org/10.1007/s12197-010-9124-0>
- Ansotegui, C. y Esteban, M. V. (2002). Cointegration for market forecast in the Spanish stock market. *Applied Economics*, 34(7), 843-857.  
<https://doi.org/10.1080/00036840110058932>
- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I. y Filis, G. (2013). Dynamic co-movements of stock market returns, implied volatility and policy uncertainty. *Economics Letters*, 120(1), 87-92. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.04.004>
- Apergis, N. y Eleftheriou, S. (2002). Interest rates, inflation, and stock prices: the case of the Athens Stock Exchange. *Journal of Policy Modeling*, 24(3), 231-236.  
[https://doi.org/10.1016/S0161-8938\(02\)00105-9](https://doi.org/10.1016/S0161-8938(02)00105-9)
- Araguas, J. M. (1991). Teoría de formación de precios por arbitraje APT. Una aproximación al caso español. *Actualidad Financiera*, 1(2), 513-529.
- Arbatli, E., Davis, S. J., Ito, A. y Miake, N. (2022). Policy Uncertainty in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 64, 101192.  
<https://doi.org/10.1016/j.jjie.2022.101192>
- Arias, X. C. y Costas, A. (2016). *La nueva piel del capitalismo*. Galaxia Gutenberg.
- Arisoy, Y.E., Salih, A. y Akdeniz, L. (2007). Is Volatility Risk Priced in the Securities Market? Evidence from S&P 500 Index Options. *Journal of Futures Markets*, 27(7), 617-642. <https://doi.org/10.1002/fut.20242>
- Armeliu, H., Hull, I. y Köhler, H. S. (2017). The Timing of Uncertainty Shocks in a Small Open Economy. *Economics Letters*, 155, 31-34.  
<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.03.016>
- Arouri, M., Estay, C., Rault, C. y Roubaud, D. (2016). Economic policy uncertainty and stock markets: Long-run evidence from the US. *Finance Research Letters*, 18, 136-141. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.04.011>
- Asafo-Adjei, E., Agyapong, D., Agyei, S., Frimpong, S., Djimatey, R. y Adam, A. (2020). Economic Policy Uncertainty and Stock Returns of Africa: A Wavelet Coherence Analysis. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2020, Article ID 8846507.  
<https://doi.org/10.1155/2020/8846507>

- Aslam, F., Ferreira, P., Ali, H., Arifa y Oliveira, M. (2023). Islamic vs. Conventional Equity Markets: A Multifractal Cross-Correlation Analysis with Economic Policy Uncertainty. *Economies*, 11(1), 1-18.  
<https://doi.org/10.3390/economies11010016>
- Asprem, M. (1989). Stock prices, asset portfolios and macroeconomic variables in ten European countries. *Journal of Banking & Finance*, 13(4-5), 589-612.  
[https://doi.org/10.1016/0378-4266\(89\)90032-0](https://doi.org/10.1016/0378-4266(89)90032-0)
- Asravor, R. y Fonu, P. (2021). Dynamic relation between macroeconomic variable, stock market returns and stock market development in Ghana. *International Journal of Finance & Economics*, 26(2), 2637-2646.  
<https://doi.org/10.1002/ijfe.1925>
- Aydin, M., Pata, U. K. y Inal, V. (2022). Economic policy uncertainty and stock prices in BRIC countries: evidence from asymmetric frequency domain causality approach. *Applied Economic Analysis*, 30(89), 114-129.  
<https://doi.org/10.1108/AEA-12-2020-0172>
- Aye, G. C., Balcilar, M., Demirer, R. y Gupta, R. (2018). Firm-level political risk and asymmetric volatility. *The Journal of Economic Asymmetries*, 18, e00110.  
<https://doi.org/10.1016/j.jeca.2018.e00110>
- Aye, G. C., Balcilar, M., Gupta, R., Kilimani, N., Nakumuryango, A., Redford, S. (2012). *Predicting BRICS Stock Returns Using ARFIMA Models* (Working Paper No. 2012/35). University of Pretoria.
- Azar, S. A. (2015). The Equity Premium and Inflation: Evidence from the US. *Applied Finance and Accounting*, 1(1), 30-36. <https://doi.org/10.11114/afa.v1i1.618>
- Bachman, R., Elstener, S. y Sims, E. (2013). Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(2), 217-249. <https://doi.org/10.1257/mac.5.2.217>
- Bahmani-Oskooee, M. y Maki-Nayeri, M. (2020). Policy uncertainty and the demand for money in the United Kingdom: Are the effects asymmetric? *Economic Analysis and Policy*, 66, 76-84. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.02.005>
- Baker, S. R., Bloom, N., Canes-Wrone, B., Davis, S. J. y Rodden, J. (2014). Why Has US Policy Uncertainty Risen Since 1960? *American Economic Review*, 104(5), 56-60. <https://doi.org/10.1257/aer.104.5.56>
- Baker, S. R., Bloom, N. y Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.  
<https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Baker, S. R., Bloom, N. y Davis S. J. y Wang, X. (2013). Economic Policy Uncertainty in China. Unpublished paper, University of Chicago.

- Bakshi, G. y Kapadia, N. (2003). Delta-Hedged Gains and the Negative Market Volatility Risk Premium. *Review of Financial Studies*, 16(2), 527-566. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhg002>
- Balcilar, M., Demirer, R., Gupta, R. y van Eyden, R. (2017). The impact of US policy uncertainty on the monetary effectiveness in the Euro area. *Journal of Policy Modeling*, 39(6), 1052-1064. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2017.09.002>
- Balcilar, M., Gupta, R., Kim, W. J. y Kyei, C. (2019). The role of economic policy uncertainties in predicting stock returns and their volatility for Hong Kong, Malaysia and South Korea. *International Review of Economics and Finance*, 59, 150-163. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2018.08.016>
- Balcilar, M., Gupta, R. y Pierdzioch, C. (2016). Does uncertainty move the gold price? New evidence from a nonparametric causality-in-quantiles test. *Resources Policy*, 49, 74-80. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2016.04.004>
- Balcilar, M., Gupta, R. y Segnon, M. (2016). The role of economic policy uncertainty in predicting US recessions: A mixed-frequency Markov-switching vector autoregressive approach. *Economics: The Open Access, Open-Assessment E-Journal*, 10(2016-27), 1-20. <https://doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2016-27>
- Balcilar, M., Usman, O., Gungor, H., Roubaud, D. y Wohar, M. (2021). Role of global, regional, and advanced market economic policy uncertainty on bond spreads in emerging markets. *Economic Modelling*, 102, 105576. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105576>
- Balparda, B., Caparole, G. M. y Gil-Alana, L. A. (2015). The Kenyan Stock Market: Inefficiency, Long Memory, Persistence and Anomalities in the NSE-20. *African Journal of Economic and Sustainable Development*, 4(3), 251-277. <https://doi.org/10.1504/AJESD.2015.071911>
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. Wiley.
- Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W. y Hendry, D. (1993). *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/0198288107.001.0001>
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. y Stock, J. (1992). Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 271-287. <https://doi.org/10.1080/07350015.1992.10509905>
- Barro, R. J. (2006). Rare Disasters and Asset Markets in the Twentieth Century. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(3), 823-866. <https://doi.org/10.1162/qjec.121.3.823>

- Bartsch, Z. (2019). Economic policy uncertainty and dollar-pound exchange rate return volatility. *Journal of International Money and Finance*, 98, 102067. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2019.102067>
- Basu, S. y Bundick, B. (2017). Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand. *Econometrica*, 85(3), 937-958. <https://doi.org/10.3982/ECTA13960>
- Batabyal, S. y Killins, R. (2021). Economic policy uncertainty and stock market returns: Evidence from Canada. *The Journal of Economic Asymmetries*, 24, c00215. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2021.e00215>
- Beenstock, M. y Chan, M. F. (1988). Economic Forces in the London Stock Market. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50(1), 27-39. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1988.mp50001002.x>
- Bekiros, S., Gupta, R. y Majumdar, A. (2016). Incorporating economic policy uncertainty in US equity premium models: A nonlinear predictability analysis. *Finance Research Letters*, 18, 291-296. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.01.012>
- Belo, F., Gala, V. D. y Li, J. (2013). Government Spending, Political Cycles, and the Cross Section of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 107(2), 305-324. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.08.016>
- Bernanke, B. S. (1983). Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression. *The American Economic Review*, 73(3), 257-276. <https://doi.org/10.3386/w1054>
- Bernanke, B. S. y Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *The American Economic Review*, 79(1), 14-31. <http://www.jstor.org/stable/1804770>
- Bittlingmayer, G. (1998). Output, Stock Volatility, and Political Uncertainty in a Natural Experiment: Germany, 1880–1940. *The Journal of Finance*, 53(6), 2243-2257. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00090>
- Black, F. y Scholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637-654. <https://doi.org/10.1086/260062>
- Blair, J. B., Poon, S. H. y Taylor, S. J. (2001). Forecasting S&P 100 volatility: the incremental information content of implied volatilities and high-frequency index returns. *Journal of Econometrics*, 105(1), 5-26. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00068-9](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00068-9)
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685. <https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in Uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-76. <https://doi.org/10.1257/jep.28.2.153>

- Bloom, N., Bond, S. y van Reenen, J. (2007). Uncertainty and Investment Dynamics. *The Review of Economic Studies*, 74(2), 391-415. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2007.00426.x>
- Bloom, N., Lemos, R., Sadun, R., Scur, D. y Van-Reenen, J. (2014). The New Empirical Economics of Management. *Journal of the European Economic Association*, 12(4), 835-876. <https://doi.org/10.1111/jeea.12094>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Bollerslev, T., Gibson, M. y Zhou, H. (2011). Dynamic Estimation of Volatility Risk Premia and Investor Risk Aversion from Option-Implied and Realized Volatilities. *Journal of Econometrics*, 160(1), 235-245. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.03.033>
- Bollerslev, T., Tauchen, G. y Zhun, H. (2009). Expected Stock Returns and Variance Risk Premia. *The Review of Financial Studies*, 22(11), 4463-4492. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp008>
- Bonaime, A., Gulen, H. e Ion, M. (2018). Does Policy Uncertainty Affect Mergers and Acquisitions? *Journal of Financial Economics*, 129(3), 531-558. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.05.007>
- Booth J. R. y Booth L. C. (1997). Economic Factors, Monetary Policy and Expected Returns on Stock and Bonds. *Economic Review - Federal Reserve Bank San Francisco*, (2), 32-42.
- Born, B. y Pfeifer, J. (2014). Policy Risk and the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 68, 68-85. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.07.012>
- Boutchkova, M., Doshi, H., Durnev, A. y Molchanov, A. (2012). Precarious politics and return volatility. *Review of Financial Studies*, 25(4), 1111-1154. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhr100>
- Brogaard, J. y Detzel, A. L. (2015). The Asset Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty. *Management Science*, 61(1), 3-18. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.2044>
- Brown, S. J. y Otsuki, T. (1990). *Macroeconomic factors and the Japanese equity markets, in The CAPMD project*. Harper and Row.
- Brunnermeier, M. y Pedersen, L. (2009). Market Liquidity and Funding Liquidity. *Review of Financial Studies*, 22(6), 2201-2238. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn098>

- Bu, R., Fu, X. y Jawadi, F. (2019). Does the Volatility of Volatility Risk Forecast Future Stock Returns? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 61, 16-36. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2019.02.001>
- Bulmash, S. B. y Trivoli, G. W. (1991). Time-Lagged Interactions between Stock Prices and Selected Economic Variables. *The Journal of Portfolio Management*, 17(4), 61-67. <http://dx.doi.org/10.3905/jpm.1991.409351>
- Busch, T., Christensen, B. J. y Nielsen, M. (2011). The role of implied volatility in forecasting future realized volatility and jumps in foreign exchange, stock, and bond markets. *Journal of Econometrics*, 160(1), 48-57. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.03.014>
- Buyuksalvarci, A. (2010). The Effects of Macroeconomics Variables on Stock Returns: Evidence from Turkey. *European Journal of Social Sciences*, 14(3), 404-416.
- Caggiano, G., Castelnuovo, E. y Figueres, J. M. (2017). Economic policy uncertainty and unemployment in the United States: A nonlinear approach. *Economics Letters*, 151, 31-34. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.12.002>
- Caggiano, G., Castelnuovo, E. y Figueres, J. M. (2020). Economic Policy Uncertainty Spillovers in Booms and Busts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(1), 125-155. <https://doi.org/10.1111/obes.12323>
- CaixaBank Research, 2016. Incertidumbre y Mercado Bursátil. IM09, Septiembre 2016, p. 9. Recuperado de: <http://www.caixabankresearch.com>
- Cakan, E. y Ejara, D. D. (2013). On the Relationship between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from Emerging Markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 111, 115-124.
- Caldara, D., Fuentes-Albero, C., Gilchrist, S. y Zakrajšek, E. (2016). The Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks. *European Economic Review*, 88, 185-207. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2016.02.020>
- Caldara, D. e Iacoviello, M. (2019). Measuring Geopolitical Risk. International Finance Discussion Papers, Board of Governors of the Federal Reserve System (EEUU), Working Paper No. 1222. <https://doi.org/10.17016/IFDP.2018.1222>
- Caldara, D. e Iacoviello, M. (2022). Measuring Geopolitical Risk. *American Economic Review*, 112(4), 1194-1225. <https://doi.org/10.1257/aer.20191823>
- Campbell, J. (1993). Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data. *American Economic Review*, 83(3), 487-512. <https://doi.org/10.3386/w3989>
- Campbell, J. (1996). Understanding Risk and Return. *The Journal of Political Economy*, 104(2), 298-345. <https://doi.org/10.1086/262026>

- Canina, L. y Figlewski, S. (1993). The Informational Content of Implied Volatility. *The Review of Financial Studies*, 6(3), 659-681. <https://doi.org/10.1093/rfs/5.3.659>
- Caporale, G. M. y Gil-Alana, L. A. (2010). *Interest Rate Dynamics in Kenya: Commercial Banks Rates and the 91-Day Treasury Bill Rate* (Working Paper No. 10-27). Brunel University, Department of Economics and Finance.
- Caporale, G. M. y Gil-Alana, L. A. (2011). *Long Memory and Volatility Dynamics in the US Dollar Exchange Rate* (Working Paper No. 10-03). Brunel University, Department of Economics and Finance.
- Caporale, G. M. y Gil-Alana, L. A. (2016). *Long-Term Interest Rates in Europe: A Fractional Cointegration Analysis* (Working Paper No. 16-03). Brunel University, Department of Economics and Finance.
- Carney, M. (2016, 30 de junio). *Uncertainty, the economy and policy*. Banco de Inglaterra. <https://www.bankofengland.co.uk/speech/2016/uncertainty-the-economy-and-policy>
- Carr, P. y Wu, L. (2009). Variance Risk Premiums. *The Review of Financial Studies*, 22(3), 1311-1341. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn038>
- Carriere-Swallow, Y. y Cespedes, L. F. (2013). The impact of uncertainty shocks in emerging economies. *Journal of International Economics*, 90(2), 316-325. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2013.03.003>
- Castellanos-García, P., Pérez-Díaz-del-Río, I. y Sánchez-Santos, J. M. (2014). The role of confidence in the evolution of the Spanish economy: empirical evidence from an ARDL model. *European Journal of Government and Economics*, 3(2), 148-161. <https://doi.org/10.17979/ejge.2014.3.2.4303>
- Cendant Corporation (2005). Q3 2005 Cendant Corporation Earnings Conference Call - Final. Fuente: Fair Disclosure Wire.
- Cerda, R., Silva, A. y Valente, J. T. (2016). Economic Policy Uncertainty Indices for Chile. Working paper. Recuperado de: [https://www.policyuncertainty.com/media/EPU\\_Chile.pdf](https://www.policyuncertainty.com/media/EPU_Chile.pdf)
- Chandra, A. y Thenmozhi, M. (2015). On asymmetric relationship of India volatility index (India VIX) with stock market return and risk management. *Decision*, 42, 33-55. <https://doi.org/10.1007/s40622-014-0070-0>
- Chang, B. Y., Christoffersen, P. y Jacobs, K. (2013). Market Skewness Risk and the Cross Section of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 107(1), 46-68. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.07.002>
- Chen, N.-F. (1991). Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy. *The Journal of Finance*, 46(2), 529-554. <https://doi.org/10.2307/2328835>

- Chen, J. (2002). *Intertemporal CAPM and the Cross Section of Stock Returns*. EFA 2002 Berlin Meetings Discussion Paper (SSRN No. 301918). <https://doi.org/10.2139/ssrn.301918>
- Chen, J., Jiang, F. y Tong, G. (2017). Economic Policy Uncertainty in China and Stock Market Expected Returns. *Accounting & Finance*, 57(5), 1265-1286. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2808862>
- Chen, N. F., Roll, R. y Ross, S. A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, 59(3), 383-403. <https://doi.org/10.1086/296344>
- Chen, X. y Chiang, T. C. (2022). Empirical investigation of changes in policy uncertainty on stock returns-Evidence from China's market. *Research in International Business and Finance*, 53, 101183. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101183>
- Chen, X., Ghysels, E. y Wang, F. (2015). Hybrid-GARCH: A Generic Class of Models for Volatility Predictions Using High Frequency Data. *Statistica Sinica*, 25(2), 759-786. <https://doi.org/10.5705/ss.2012.283>
- Cheung, Y. W. y Ng, L. K. (1998). International evidence on the stock market and aggregate economic activity. *Journal of Empirical Finance*, 5(3), 281-296. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(97\)00025-X](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(97)00025-X)
- Chiang, T. C. (2019). Economic Policy Uncertainty, Risk and Stock Returns: Evidence from G7 Stock Markets. *Finance Research Letters*, 29, 41-49. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.03.018>
- Chien, F., Sadiq, M., Kamran, H., Nawaz, M., Hussain, M. y Raza, M. (2021). Co-movement of energy prices and stock market return: environmental wavelet nexus of COVID-19 pandemic from the USA, Europe, and China. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(25), 32359–32373. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-12938-2>
- Chirchir, D. (2014). The Relationship between Share Prices and Interest Rates: Evidence from Kenya. *Journal of Finance and Investment Analysis*, 3(2), 91-98.
- Choudhry, T., Papadimitriou, F. I. y Shabi, S. (2016). Stock market volatility and business cycle: Evidence from linear and nonlinear causality tests. *Journal of Banking & Finance*, 66, 89-101. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.02.005>
- Chow, G. C. (1960) Tests of Equality between sets of coefficients in two-linear regressions. *Econometrica*, 64(4), 813-836. <https://doi.org/10.2307/1910133>
- Christensen, B. y Prabhala, N. (1998) The Relation between Implied and Realized Volatility. *Journal of Financial Economics*, 50(1), 125-150. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00034-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00034-8)

- Christou, C., Cunado, J., Gupta, R. y Hassapis, C. (2017). Economic policy uncertainty and stock market returns in Pacific Rim countries: Evidence based on a Bayesian panel VAR model. *Journal of Multinational Financial Management*, 40, 92-102. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2017.03.001>
- Clare, A. y Priestley, R. (1998). Risk factors in the Malaysian stock market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 6(1-2), 103-114. [https://doi.org/10.1016/S0927-538X\(97\)00026-7](https://doi.org/10.1016/S0927-538X(97)00026-7)
- Çolak, G., Durnev, A. y Qian, Y. (2017). Political Uncertainty and IPO Activity. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(6), 2523-2564. <https://doi.org/10.1017/S0022109017000862>
- Comité Federal de Mercado Abierto (Federal Open Market Committee) (2009). Meeting December, 15-16, 2009. Recuperado de <http://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/fomcminutes20091216.htm>
- Cook, T. y Korn, S. (1991). The Reaction of Interest Rates to the Employment Report: The Role of Policy Anticipations. *Federal Reserve Bank Richmond Economic Review*, 77(5), 3-12.
- Corradi, V., Distaso, W. y Mele, A. (2013). Macroeconomic determinants of stock volatility and volatility premiums. *Journal of Monetary Economics*, 60(2), 203-220. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2012.10.019>
- Cutler, D. M., Poterba, J. M. y Summers, L. H. (1991). Speculative dynamics. *The Review of Economic Studies*, 58(3), 529-546. <https://doi.org/10.2307/2298010>
- Dai, P. F., Xiong, X. y Zhou, W. X. (2019). A global economic policy uncertainty index from principal component analysis. *Finance Research Letters*, 40, 101686. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101686>
- Darrat, A. F. (1990). Stock returns, money, and fiscal deficits. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(3), 387-398. <https://doi.org/10.2307/2330703>
- Das, D. y Kumar, S. B. (2018). International economic policy uncertainty and stock prices revisited: Multiple and Partial wavelet approach. *Economics Letters*, 164, 100-108. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.01.013>
- Dasgupta, R. (2012). Long-run and Short-run Relationships between BSE SENSEX and Macroeconomic Variables. *International Research Journal of Finance and Economics*, 95, 135-150.
- Davis, S. J. (2016). *An Index of Global Economic Policy Uncertainty* (Working Paper No. 22740). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w22740>
- Deere Company (2014). Q3 2014 Deere Company Earnings Conference Call - Final. Fuente: Fair Disclosure Wire.

- DeLisle, J., Doran, J. y Peterson, D. R. (2011). Asymmetric Pricing of Implied Systematic Volatility in the Cross-Section of Expected Returns. *Journal of Futures Markets*, 31(1), 34-54. <https://doi.org/10.1002/fut.20457>
- Demir, E. y Ersan, O. (2017). Economic policy uncertainty and cash holdings: Evidence from BRIC countries. *Emerging Markets Review*, 33, 189-200. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.08.001>
- Dhrymes, J. D., Friend I. y Gultekin, N. B. (1984). A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Finance*, 39(2) 323-346. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1984.tb02312.x>
- Diamandis, P. F. y Drakos, A. A. (2011). Financial liberalization, exchange rates and stock prices: Exogenous shocks in four Latin America countries. *Journal of Policy Modeling*, 33(3), 381–394. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2010.11.004>
- Dijkink, G. (2009). Geopolitics and Religion. En R. Kitchin y N. Thrift (Eds.), *International Encyclopedia of Human Geography*, pp. 453-57. Elsevier.
- Dixit, A. K., y Pindyck, R. S. (1994). *Investment under Uncertainty*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400830176>
- Donadelli, M. (2015). Asian stock markets, US economic policy uncertainty and US macro-shocks. *New Zealand Economic Papers*, 49(2), 103-133. <https://doi.org/10.1080/00779954.2014.890024>
- Dritsaki, M. (2005). Linkage between stock market and macroeconomic fundamentals: case study of Athens Stock Exchange. *Journal of Financial Management and Analysis*, 18(1), 38-47.
- Durnev, A. (2010). *The Real Effects of Political Uncertainty: Elections and Investment Sensitivity to Stock Prices* (Working Paper No. 22). McGill University. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1695382>
- Dutta, A., Bouri, E. y Saeed, T. (2021). News-based equity market uncertainty and crude oil volatility. *Energy*, 222, 119930. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.119930>
- Easley, D. O., O'Hara, M. y Srinivas, P. S. (1998). Option Volume and Stock Prices: Evidence on Where Informed Traders Trade. *The Journal of Finance*, 53(2), 431-465. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.194060>
- Ederington, L. H. y Lee, J. H. (1996). The Creation and Resolution of Market Uncertainty: The Impact of Information Releases on Implied Volatility. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31(4), 513-539. <https://doi.org/10.2307/2331358>

- Ellsberg, D. (1961). Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms. *The Quarterly Journal of Economics*, 75(4), 643-669. <https://doi.org/10.2307/1884324>
- Engel, C. y Frankel, J. (1984). Why Interest Rates React to Money Announcements: An Explanation from the Foreign Exchange Market. *Journal of Monetary Economics*, 13(1), 31-39. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(84\)90006-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(84)90006-0)
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Erb, C. B., Harvey, C. R. y Viskanta, T. E. (1996). Expected Returns and Volatility in 135 Countries. *The Journal of Portfolio Management*, 22(3), 46-58. <https://doi.org/10.2139/ssrn.871253>
- Erdem, C., Arslan, C. K. y Erdem, M. S. (2005). Effects of macroeconomic variables on Istanbul stock exchange indexes. *Applied Financial Economics*, 15(14), 987-994. <https://doi.org/10.1080/09603100500120365>
- Erita, J. H. (2014). Interest Rate and Stock Market Returns in Namibia. *International Business and Economics Research Journal*, 13(4), 689-696. <https://doi.org/10.19030/iber.v13i4.8677>
- Fabozzi, F. J., Focardi, S. y Kolm, P. (2006). *Financial Modeling of the Equity Market: From CAPM to Cointegration*. Wiley & Sons.
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34-105. <http://www.jstor.org/stable/2350752>
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Fama, E. F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *The American Economic Review*, 71(4), 545-565. <http://www.jstor.org/stable/1806180>
- Fama, E. F. (1990). Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity. *The Journal of Finance*, 45(4), 1089-1108. <https://doi.org/10.2307/2328716>
- Fama, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x>
- Fama, E. F. y French, K. R. (1989). Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 25(1) 23-49. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(89\)90095-0](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(89)90095-0)

- Fama, E. F. y French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.  
[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E. F. y MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636. <https://doi.org/10.1086/260061>
- Fameliti, S. P. y Skintzi, V. D. (2023). Uncertainty indices and stock market volatility predictability during the global pandemic: evidence from G7 countries. *Applied Economics*, Early Access. <https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2186366>
- Fang, L. , Chen, B. , Yu, H. y Qian, Y. (2018). Identifying systemic important markets from a global perspective: Using the ADCC ACoVaR approach with skewed-t distribution. *Finance Research Letters*, 24, 137-144.  
<https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.08.002>
- Fang, L., Chen, B., Yu, H. y Xiong, C. (2018). The effect of economic policy uncertainty on the long-run correlation between crude oil and the U.S. stock markets. *Finance Research Letters*, 24, 56-63.  
<https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.07.007>
- Fang, L. , Yu, H. y Li, L. (2017). The effect of economic policy uncertainty on the long-term correlation between U.S. stock and bond markets. *Economic Modelling*, 66, 139-145. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.06.007>
- Farago, A. y Tédongap, R. (2018). Downside Risks and the Cross-Section of Asset Returns. *Journal of Financial Economics*, 129(1), 69-86.  
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.03.010>
- Fernandes, M., Medeiros, M. C. y Scharth, M. (2014). Modeling and predicting the CBOE market volatility index. *Journal of Banking & Finance*, 40, 1-10.  
<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.11.004>
- Fernández, P. e Yzaguirre, J. (1995). *Ibex 35: Análisis e Investigaciones*. Barcelona: Ediciones Internacionales Universitarias.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K. y Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity. *American Economic Review*, 105(11), 3352-3384. <https://doi.org/10.1257/aer.20121236>
- Flint, C. (2016). *Introduction to Geopolitics*. Routledge.  
<https://doi.org/10.4324/9781315640044>
- FMI (2012). *World Economic Outlook: Coping with High Debt and Sluggish Growth*. IMF Press, October 2012.
- FMI (2013). *World Economic Outlook: Hopes, Realities, Risks*. IMF Press, April 2013.
- Foerster, A. T. (2014). The asymmetric effects of uncertainty. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 99(3), 5-26.

- Foster, J. B. (2006). The New Geopolitics of Empire. *Monthly Review*, 57(8), 1-18. [https://doi.org/10.14452/MR-057-08-2006-01\\_1](https://doi.org/10.14452/MR-057-08-2006-01_1)
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, 58(1), 1-17. <https://www.jstor.org/stable/1831652?origin=JSTOR-pdf&seq=1>
- Frimpong, S. (2011). Speed of Adjustment of Stock Prices to Macroeconomic Information: Evidence from Ghanaian Stock Exchange (GSE). *International Business Management* 2(1), 151-156. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1595513>
- Fu, F. (2009). Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 24-37. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.02.003>
- Gan, C., Lee, M., Yong, H. H. A. y Zhang, J. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), 89-101.
- García Costa, B., García Costa, L. y Gómez Martínez, R. (2020). ¿La incertidumbre política afecta a la inversión en el Ibex 35? *Cuadernos de Economía*, 43(122), 163-174. <https://doi.org/10.32826/cude.v42i122.102>
- Geske, R. y Roll, R. (1983). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *Journal of Finance*, 38(1), 1-33. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1983.tb03623.x>
- Ghani, M. y Ghani, U. (2023). Economic Policy Uncertainty and Emerging Stock Market Volatility. *Asia-Pacific Financial Markets*, Early Access. <https://doi.org/10.1007/s10690-023-09410-1>
- Ghani, M., Guo, Q., Ma, F. y Li, T. (2022). Forecasting Pakistan stock market volatility: Evidence from economic variables and the uncertainty index. *International Review of Economics & Finance*, 80, 1180-1189. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.04.003>
- Ghirelli, C., Pérez, J. y Urtasun, A. (2019). A new economic policy uncertainty index for Spain. *Economics Letters*, 182, 64-67. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.05.021>
- Giavazzi, F. y McMahon, M. (2012). Policy Uncertainty and Household Savings. *The Review of Economics and Statistics*, 94(2), 517-531. [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00158](https://doi.org/10.1162/REST_a_00158)
- Gil, M. y Silva, D. (2018). Economic Policy Uncertainty Indices for Colombia. Working paper. Recuperado de: [https://www.policyuncertainty.com/media/EPU\\_Colombia\\_Paper\\_GS.pdf](https://www.policyuncertainty.com/media/EPU_Colombia_Paper_GS.pdf)

- Gilchrist, S., Sim, J. W. y Zakrajsek, E. (2014). *Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics* (Working Paper No. 20038). NBER.  
<https://doi.org/10.3386/w20038>
- Gjerde, Ø. y Sættem, F. (1999). Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9(1), 61-74.  
[https://doi.org/10.1016/S1042-4431\(98\)00036-5](https://doi.org/10.1016/S1042-4431(98)00036-5)
- Glick, R. y Taylor, A. M. (2010). Collateral Damage: Trade Disruption and the Economic Impact of War. *The Review of Economics and Statistics*, 92(1), 102-127. <https://doi.org/10.1162/rest.2009.12023>
- Glynn, J., Perera, N. y Verma, R. (2007). Unit root tests and structural breaks: A survey with applications. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 3(1), 63-79.
- Gohar, A., Zaman, G. y Baloch, O. (2014). The Causal Relationship of Interest Rate and Stock Prices: Empirical Evidence from Pakistani Markets. *City University Research Journal*, 4(2), 147-155.
- Gómez-Bezares, F. (2016). *Gestión de carteras (eficiencia, teoría de cartera, CAPM, APT)*. Desclée De Brouwer.
- Gopinathan, R. y Durai, S. (2019). Stock market and macroeconomic variables: new evidence from India. *Southwestern University of Finance and Economics*, 5(1), 1-17. <https://doi.org/10.1186/s40854-019-0145-1>
- Gourio, F. (2013). Credit Risk and Disaster Risk. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(3), 1-34. <https://doi.org/10.1257/mac.5.3.1>
- Goyal, A. y Santa-Clara, P. (2003). Idiosyncratic Risk Matters! *The Journal of Finance*, 58(3), 975-1007. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00555>
- Greene, W. (2012). *Econometric Analysis*. Prentice Hall.
- Greenwald, B. y Stiglitz, J. (1988). Pareto Inefficiency of Market Economies: Search and Efficiency Wage Models. *American Economic Review*, 78(2), 351-355.  
<https://doi.org/10.3386/w2651>
- Gregory, W. A. y Hansen, E. B. (1996). Residual-based test for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.  
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(99\)00168-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(99)00168-7)
- Groenewold, N. y Fraser, P. (1997). Share prices and macroeconomic factors. *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(9-10), 1367-1383.  
<https://doi.org/10.1111/1468-5957.t01-1-00168>
- Gujarati, D. y Porter, D. C. (2010). *Econometría*. McGraw-Hill Interamericana.

- Gulen, H. e Ion, M. (2016). Policy Uncertainty and Corporate Investment. *The Review of Financial Studies*, 29(3), 523-564.  
<https://doi.org/10.1093/rfs/hhv050>
- Gupta, R., Lahiani, A., Lee, C. C. y Lee, C. C. (2019). Asymmetric dynamics of insurance premium: The impacts of output and economic policy uncertainty. *Empirical Economics*, 57(6), 1959-1978. <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1539-z>
- Hamao, Y. (1988). An empirical examination of the Arbitrage Pricing Theory: Using Japanese data. *Japan and the World Economy*, 1(1), 45-61.  
[https://doi.org/10.1016/0922-1425\(88\)90005-9](https://doi.org/10.1016/0922-1425(88)90005-9)
- Handley, K. y Limão, N. (2015). Trade and Investment under Policy Uncertainty: Theory and Firm Evidence. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(4), 189-222. <https://doi.org/10.1257/pol.20140068>
- Hardouvelis, G. A., Karalas, G. I., Karanastasis, D. I. y Samartzis, P. K. (2018). Economic Policy Uncertainty, Political Uncertainty and the Greek Economic Crisis. Working paper, May.
- Harrington, H. J. (1987). *The Improvement Process: How America's Leading Companies Improve Quality*. McGraw-Hill.
- Hartman, R. (1972). The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment. *Journal of Economic Theory*, 5(2), 258-266. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(72\)90105-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90105-6)
- Hasan, A. y Nasir, Z. M. (2008). Macroeconomic factors and equity prices: An empirical investigation by using ARDL approach. *The Pakistan Development Review*, 47(4), 501-511. <https://doi.org/10.30541/v47i4Ipp.501-513>
- Hassan, S., Shabi, S. y Choudhry, T. (2018). *Asymmetry, uncertainty and international trade* (Working Paper No. 2018-24). Swansea University, School of Management.  
<https://rahwebdav.swan.ac.uk/repec/pdf/WP2018-24.pdf>
- Hassett, K. A. y Metcalf, G. E. (1999). Investment with Uncertain Tax Policy: Does Random Tax Policy Discourage Investment? *The Economic Journal*, 109(457), 372-393. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00453>
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- He, Z. y Niu, J. (2018). The effect of economic policy uncertainty on bank valuations. *Applied Economics Letters*, 25(5), 345-347.  
<https://doi.org/10.1080/13504851.2017.1321832>

- He, Z. y Zheng, J. (2022). Impacts of economic policy uncertainty on the time-varying risk-return relationship: evidence from G7 countries. *Applied Economics Letters*. <https://doi.org/10.1080/13504851.2022.2131709>
- Hendry, D. F. y Ericsson, N. R. (1991). Modeling the demand for narrow money in the United Kingdom and the United States. *European Economic Review*, 35(4), 833-881. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(91\)90039-L](https://doi.org/10.1016/0014-2921(91)90039-L)
- Heston, S. L. (1993). A Closed Solution for Options with Stochastic Volatility, with Application to Bond and Currency Options. *Review of Financial Studies*, 6(2), 327-343. <https://doi.org/10.1093/rfs/6.2.327>
- Higgs, R. (1997). Regime Uncertainty: Why the Great Depression Lasted So Long and Why Prosperity Resumed after the War. *Independent Review*, 1(4), 561-590. <https://www.jstor.org/stable/24560785?seq=1>
- Ho, S.-Y. (2017). The macroeconomic determinants of stock market development: evidence from South Africa. MPRA Paper 76493, Biblioteca de la Universidad de Munich, Alemania.
- Ho, S.-Y. (2019). The macroeconomic determinants of stock market development in Malaysia: an empirical analysis. *Global Business and Economics Review*, 21(2), 174-193. <https://doi.org/10.1504/GBER.2019.098083>
- Hodrick, R., Ng, D. T. y Sengmueller, P. (1999). An international dynamic asset pricing model. *Tax and Public Finance*, 6(4), 597-620. <https://doi.org/10.1023/A:1008713724886>
- Hollstein, F. y Prokopczuk, M. (2018). How Aggregate Volatility-of-Volatility Affects Stock Returns. *The Review of Asset Pricing Studies*, 8(2), 253-292. <https://doi.org/10.1093/rapstu/rax019>
- Holmes, M. y Maghrebi, N. (2016). Financial market impact on the real economy: An assessment of asymmetries and volatility linkages between the stock market and unemployment rate. *The Journal of Economic Asymmetries*, 13, 1-7. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2015.10.003>
- Hondroyannis, G. y Papapetrou, E. (2001). Macroeconomic influences on the stock market. *Journal of Economics and Finance*, 25(1), 33-49. <https://doi.org/10.1007/BF02759685>
- Hu, M., Zhang, D. Y., Ji, Q. y Wei, L. J. (2020). Macro factors and the realized volatility of commodities: A dynamic network analysis. *Resources Policy*, 68, 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101813>

- Hu, Z., Kutan, A. y Sun, P. W. (2018). Is U.S. economic policy uncertainty priced in China's A-shares market? Evidence from market, industry, and individual stocks. *International Review of Financial Analysis*, 57, 207-220. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.03.015>
- Huang, Y., Ma, F., Bouri, E. y Huang, D. (2023). A comprehensive investigation on the predictive power of economic policy uncertainty from non-U.S. countries for U.S. stock market returns. *International Review of Financial Analysis*, 87, 102656. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102656>
- Hubbard, R. G. (1998). Capital-Market Imperfections and Investment. *Journal of Economic Literature*, 36(1), 193–225. <http://www.jstor.org/stable/2564955>
- Humpe, A. y Macmillan, P. (2009). Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan. *Applied Financial Economics*, 19(2), 111-119. <https://doi.org/10.1080/09603100701748956>
- Hussain, R., Bajaj, N., Kumari, S. y Al-Faryan, M. (2023). Does Economic Policy Uncertainty Affect Foreign Remittances? Linear and Non-linear ARDL Approach in BRIC Economies. *Cogent Economics & Finance*, 11(1), 1-20. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2183642>
- Ibrahim, M. (1999). Macroeconomic variables and stock prices in Malaysia: an empirical analysis. *Asian Economic Journal*, 13(2), 219-231. <https://doi.org/10.1111/1467-8381.00082>
- Ibrahim, M. y Musah, A. (2014). An Econometric Analysis of the Impact of Macroeconomic Fundamentals on Stock Market Returns in Ghana. *Research in Applied Economics*, 6(2), 47-72. <https://doi.org/10.5296/rae.v6i2.5146>
- Ilut, C. L. y Schneider, M. (2014). Ambiguous Business Cycles. *American Economic Review*, 104(8), 2368-99. <https://doi.org/10.1257/aer.104.8.2368>
- Im, H., Park, H. y Zhao, G. (2017). Uncertainty and the value of cash holdings. *Economics Letters*, 155, 43-48. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.03.005>
- Indriawan, I. (2020). Market quality around macroeconomic news announcements: Evidence from the Australian stock market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 61, 101071. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2018.09.007>
- Islam, M. (2003). The Kuala Lumpur stock market and economic factors: a general to specific error correction modelling test. *Journal of the Academy of Business and Economics*, 1(1), 37-47.
- Issahaku, H., Ustarz, Y. y Domanban. P. B. (2013). Macroeconomic Variables and Stock Market Returns in Ghana: Any Causal Link? *Asian Economics and Financial Review*, 3(8), 1044-1062.

- Istiak, K. y Alam, M. R. (2019). Oil prices, policy uncertainty and asymmetries in inflation expectations. *Journal of Economics Studies*, 46(2), 324-334. <https://doi.org/10.1108/JES-02-2018-0074>
- Istiak, K. y Alam, M. R. (2020). US Economic Policy Uncertainty Spillover on the Stock Markets of the GCC Countries. *Journal of Economic Studies*, 47(1), 36-50. <https://ssrn.com/abstract=3321333>
- Jaén, M. y López, E. (2001). Modelos Econométricos de Series Temporales. Teoría y Práctica. Oviedo: Septem Ediciones.
- Javaheri, B., Habibi, F. y Amani, R. (2022). Economic policy uncertainty and the US stock market trading: non-ARDL evidence. *Future Business Journal*, 8(1), 1-10. <https://doi.org/10.1186/s43093-022-00150-8>
- Jawaid, S. T. y Anwar, U. H. (2012). Effects of Interest Rate, Exchange Rate and their Volatilities on Stock Prices: Evidence from Banking Industry of Pakistan. *Theoretical and Applied Economics* 19(8), 153-166.
- Jens, C. E (2017). Political uncertainty and investment: Causal evidence from U.S. gubernatorial elections. *Journal of Financial Economics*, 124(3), 563-579. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.01.034>
- Jiang, G. J. y Tian, Y. S. (2005). The Model-Free Implied Volatility and Its Information Content. *Review of Financial Studies*, 18(4), 1305-1342. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhi027>
- Jones, P. M. y Enders, W. (2016). The asymmetric effects of uncertainty on macroeconomic activity. *Macroeconomic Dynamics*, 20(5), 1219-1246. <https://doi.org/10.1017/S1365100514000807>
- Julio, B., y Yook, Y. (2012). Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles. *Journal of Finance*, 67(1), 45-83. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01707.x>
- Kaeck, A. (2018). Variance-of-Variance Risk Premium. *European Finance Review*, 22(4), 1549-1579. <https://doi.org/10.1093/rof/rfx008>
- Kaiser, R. y Maravall, A. (2001). Seasonal outliers in time series. Madrid: Servicio de Estudios del Banco de España. Documento de trabajo nº 9915. Disponible en [www.bde.es](http://www.bde.es). [2015, 4 de julio].
- Kang, W., Lee, K. y Ratti, R. A. (2014). Economic policy uncertainty and firm-level investment. *Journal of Macroeconomics*, 39(Part A), 42-53. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.10.006>

- Kang, W., Pérez de Gracia, F. y Ratti, R. A. (2017). Oil price shocks, policy uncertainty, and stock returns of oil and gas corporations. *Journal of International Money and Finance*, 70, 344-359.  
<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2016.10.003>
- Kaul, G. (1987). Stock Market Returns and Inflation: The Role of the Monetary Sector. *Journal of Financial Economics*, 18(2), 253-276.  
[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90041-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(87)90041-9)
- Kay, J. y King, M. (2020). *Radical Uncertainty: Decision-Making beyond the Numbers*. Norton.
- Kearney, A. (1996). The Effect of Changing Monetary Policy Regimes on Stock Prices. *Journal of Macroeconomics*, 18(3), 429-447.  
[https://doi.org/10.1016/S0164-0704\(96\)80030-9](https://doi.org/10.1016/S0164-0704(96)80030-9)
- Keim, D. B. y Stambaugh, R. F. (1986). Predicting returns in the stock and bond markets. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 357-390.  
[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90070-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90070-X)
- Kelly, B., Pastor, L. y Veronesi, P. (2016). The Price of Political Uncertainty: Theory and Evidence from the Option Market. *Journal of Finance*, 71(5), 2417-2480.  
<https://doi.org/10.1111/jofi.12406>
- Keynes, J. M. (1921). *A Treatise on Probability*. Macmillan.
- Keynes, J. M. (1937). The General Theory of Employment. *Quarterly Journal of Economics*, 51(2), 209-223. <https://doi.org/10.2307/1882087>
- Kganyago, T. y Gumbo, V. (2015). An Empirical Study of the Relationship between Money Market Interest Rates and Stock Market Performance: Evidence from Zimbabwe (2009-2013). *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(3), 638-646.
- Khan, J. y Khan, I. (2018). The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Prices: A Case Study of Karachi Stock Exchange. *Business and Economics Journal*, 9(3), 1-8. <https://doi.org/10.4172/2151-6219.1000365>
- Kim, J. H. y Ryoo, H. H. (2011). Common Stocks as a Hedge Against Inflation: Evidence from Century-Long US Data. *Economic Letters*, 113(2), 168-171.  
<http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2011.07.003>
- Kim, K. J. (2003). Financial time series forecasting using support vector machines. *Neurocomputing*, 55(1-2), 307-319. [https://doi.org/10.1016/S0925-2312\(03\)00372-2](https://doi.org/10.1016/S0925-2312(03)00372-2)
- Kimani, D. K. y Mutuku, C. M. (2013). Inflation Dynamics on the Overall Stock Market Performance: The Case of Nairobi Securities Exchange in Kenya. *Economics and Finance Review*, 2(11), 1-11.

- Kindleberger, C. P. (1992). *El orden económico internacional*. Crítica.
- Kiran, B. (2011). Fractional Cointegration Relationship between Oil Prices and Stock Markets: An Empirical Analysis from G7 Countries. *Prague Economic Papers*, 20(2), 177-189. <https://doi.org/10.18267/j.pep.395>
- Kirui, E., Wawire, H. W. N. y Onono, P. O. (2014). Macroeconomic Variables, Volatility and Stock Market Returns: A Case Study of Nairobi Securities Exchange, Kenya. *International Journal of Economics and Finance*, 6(8), 214-228. <https://doi.org/10.5539/ijef.v6n8p214>
- Kisaka, S. E. y Mwasaru, A. (2012). The Causal Relationship between Exchange Rates and Stock Prices in Kenya. *Research Journal of Africa and Accounting*, 3(7), 121-130.
- Knight, F. H. (1921). *Risk, Uncertainty and Profit*. Boston y New York. Houghton Mifflin Company.
- Ko, J. H. y Lee, C. M. (2015). International economic policy uncertainty and stock prices: Wavelet approach. *Economics Letters*, 134, 118-122. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.07.012>
- Koijen, R. S. J., Philipson, T. J. y Uhlig, H. (2016). Financial Health Economics. *Econometrica*, 84(1), 195-242. <https://doi.org/10.3982/ECTA11182>
- Kozłowski, J., Veldkamp, L. y Venkateswaran, V. (2018). *The Tail that Keeps the Riskless Rate Low* (Working Paper No. 24362). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w24362>
- Kroese, L., Kok, S. y Parlevliet, J. (2015). Beleidonzekerheid in Nederland. *Economisch Statistische Berichten*, No. 4715, 464-467.
- Kundu, S. y Paul, A. (2022). Effect of economic policy uncertainty on stock market return and volatility under heterogeneous market characteristics. *International Review of Economics & Finance*, 80, 597-612. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.02.047>
- Kuwornu, J. K. M. y Owusu-Nantwi, V. (2011). Macroeconomic Variables and Stock Market Returns: Full Information Maximum Likelihood Estimation. *Research Journal of Finance and Accounting*, 2(4), 49-63.
- Kwon, C. S., y Shin, T. S. (1999). Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns. *Global Finance Journal*, 10(1), 71-81. [https://doi.org/10.1016/S1044-0283\(99\)00006-X](https://doi.org/10.1016/S1044-0283(99)00006-X)
- Kyereboah-Coleman, A. y Agyire-Tettey, K. F. (2008). Impact of macroeconomic indicators on stock market performance: The case of the Ghana Stock Exchange. *The Journal of Risk Finance*, 9(4), 365-378. <https://doi.org/10.1108/15265940810895025>

- Kyle, A. (1985). Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, 53(6), 1315-1335. <https://doi.org/10.2307/1913210>
- Lam, S. y Zhang, W. (2014). *Does Policy Uncertainty Matter for International Equity Markets?* (ACSEP Basic Research Working Paper No. 3). Asia Centre for Social Entrepreneurship & Philanthropy NUS Business School. <https://bschool.nus.edu.sg/acsep/wp-content/uploads/sites/19/2018/10/BRWP3.pdf>
- Lamont, O. (1998). Earnings and expected returns. *The Journal of Finance*, 53(5), 1563-1587. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00065>
- Lamoureux, C. G. y Lastrapes, W. (1993). Forecasting Stock-Return Variance: Toward an Understanding of Stochastic Implied Volatilities. *Review of Financial Studies*, 6(2), 293-326. <https://doi.org/10.1093/rfs/6.2.293>
- Leduc, S. y Liu, Z. (2015). *Uncertainty Shocks are Aggregate Demand Shocks* (Working Paper No. 2012-10). Federal Reserve Bank of San Francisco. <https://doi.org/10.24148/wp2012-10>
- Lee, B. (1992). Causal relations among stock returns, interest rates, real activity and inflation. *The Journal of Finance*, 47(4), 1591-1603. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04673.x>
- Lei, A. y Song, C. (2022). Economic policy uncertainty and stock market activity: Evidence from China. *Global Finance Journal*, 52, 100581. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2020.100581>
- Levich, R. M. (2001). *International Financial Markets: Prices and Policies*. McGraw-Hill/Irwin.
- Li, D., Zhang, L. y Li, L. (2023). Forecasting stock volatility with economic policy uncertainty: A smooth transition GARCH-MIDAS model. *International Review of Financial Analysis*, 88, 102708. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102708>
- Li, J. y Born, J. A. (2006). Presidential Election Uncertainty and Common Stock Returns in the United States. *The Journal of Financial Research*, 29(4), 609-22. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.2006.00197.x>
- Li, T., Ma, F., Zhang, X. H. y Zhang, Y. J. (2020). Economic policy uncertainty and the Chinese stock market volatility: Novel evidence. *Economic Modelling*, 87, 24-33. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.07.002>
- Li, X. L., Balcilar, M., Gupta, R. y Chang, T. (2016). The causal relationship between economic policy uncertainty and stock returns in China and India: Evidence from a bootstrap rolling window approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(3), 674-689. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2014.998564>

- Li, X. M. y Peng, L. (2017). US Economic Policy Uncertainty and Co-Movements between Chinese and US Stock Markets. *Economic Modelling*, 61, 27-39. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.11.019>
- Li, X. M., Zhang, B. y Gao, R. (2015): Economic Policy Uncertainty Shocks and Stock-bond Correlations: Evidence from the US Market. *Economics Letters*, 132(7), 91-96. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.04.013>
- Li, Y., Liang, C. y Huynh, T. L. D. (2022). Forecasting US stock market returns by the aggressive stock-selection opportunity. *Finance Research Letters*, 50, 103323. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103323>
- Li, Y., Ma, F., Zhang, Y. J. y Xiao, Z. P. (2019). Economic policy uncertainty and the Chinese stock market volatility: New evidence. *Applied Economics*, 51(49), 5398–5410. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1613507>
- Li, Z. y Zhong, J. (2020). Impact of economic policy uncertainty shocks on China's financial conditions. *Finance Research Letters*, 35, 101303. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.101303>
- Li, Z., Wan, Y. , Wang, T. y Yu, M. (2023). Factor-timing in the Chinese factor zoo: The role of economic policy uncertainty. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 85, 101782. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2023.101782>
- Liang, C. C., Troy, C. y Rouyer, E. (2020). US uncertainty and Asian stock prices: Evidence from the asymmetric NARDL model. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51, 101046. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.101046>
- Lintner, J. (1965) The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37. <https://doi.org/10.2307/1924119>
- Liu, L. y Zhang, T. (2015). Economic Policy Uncertainty and Stock Market Volatility. *Finance Research Letters*, 15, 99-105. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.08.009>
- Liu, M. H. y Shrestha, K. M. (2008). Analysis of the long-term relationship between macro-economic variables and the Chinese stock market using heteroscedastic cointegration. *Managerial Finance*, 34(11), 744-755. <https://doi.org/10.1108/03074350810900479>
- Liu, T., Guan, X., Wei, Y., Xue, S. y Xu, L. (2023). Impact of economic policy uncertainty on the volatility of China's emission trading scheme pilots. *Energy Economics*, 121, 106626. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106626>

- Liu, Z. C., Ye, Y., Ma, F. y Liu, J. (2017). Can economic policy uncertainty help to forecast the volatility: A multifractal perspective. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 482, 181-188.  
<https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.04.076>
- López, R., Sevillano, M. C. y Jareño, F.(2023). Uncertainty and US stock market dynamics. *Global Finance Journal*, 56, 100779.  
<https://doi.org/10.1016/j.gfj.2022.100779>
- Luo, Q., Bu, J., Xu,W. y Huang, D. (2023). Stock market volatility prediction: Evidence from a new bagging model. *International Review of Economics & Finance*, 87, 445-456. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.05.008>
- Madaleno, M. y Pinho, C. (2014). Evidence of Macroeconomic Policy Effects over Company-Sector Stock Returns. *Revista de Estudos Sociais*, 16(31), 3-24.  
<https://doi.org/10.19093/res.v16i31.1977>
- Malkiel, B. G. y Xu, Y. (2006). *Idiosyncratic Risk and Security Returns* (Working Paper). Annual Meetings of the American Finance Association. The Econometrics Society Conference.  
[https://personal.utdallas.edu/~yexiaoxu/IVOT\\_H.PDF](https://personal.utdallas.edu/~yexiaoxu/IVOT_H.PDF)
- Maquieira, C. P., Espinosa-Méndez, C. y Gahona-Flores, O. (2023). How does economic policy uncertainty (EPU) impact copper-firms stock returns? International evidence. *Resources Policy*, 81, 103372.  
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103372>
- Marfatia, H., Zhao, W. L. y Ji, Q. (2020). Uncovering the global network of economic policy uncertainty. *Research in International Business and Finance*, 53, 101223.  
<https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101223>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x>
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. Yale University Press. <https://www.jstor.org/stable/j.ctt1bh4c8h>
- Martín-Legendre, J. I., Castellanos-García, P. y Sánchez-Santos, J. M. (2020). Monetary Policy and Income Distribution: Empirical Evidence for the EU-15. *Revista de Economía Mundial*, 55, 121-142.  
<https://doi.org/10.33776/rem.v0i55.3820>
- Maysami, R. C. y Koh, T. S. (2000). A vector error correction model of the Singapore stock market. *International Review of Economics and Finance*, 9(1), 79-96.  
[https://doi.org/10.1016/S1059-0560\(99\)00042-8](https://doi.org/10.1016/S1059-0560(99)00042-8)

- Maysami, R. C. y Sim, H. H. (2001a). An empirical investigation of the dynamic relations between macroeconomic factors and the stock markets of Malaysia and Thailand. *Jurnal Pengurusan (UKM Journal of Management)*, 20, 3-26. <https://doi.org/10.17576/pengurusan-2001-20-01>
- Maysami, R. C. y Sim, H. H. (2001b). Macroeconomic forces and stock returns: a general- to-specific ECM analysis of the Japanese and South Korean markets. *International Quarterly Journal of Finance*, 1(1), 83-99.
- Maysami, R. C. y Sim, H. H. (2002). Macroeconomics variables and their relationship with stock returns: error correction evidence from Hong Kong and Singapore. *The Asian Economic Review*, 44(1), 69-85.
- McMillan, D. (2005). Time variation in the cointegrating relationship between stock prices and economic activity. *International Review of Applied Economics*, 19(3), 359-368. <https://doi.org/10.1080/02692170500119862>
- Merton, R. C. (1973). Theory of Rational Option Pricing. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 4(1), 141-183. <https://doi.org/10.2307/3003143>
- Mo, H. y Wu, L. (2007). International Capital Asset Pricing: Evidence from Options. *Journal of Empirical Finance*, 14(4), 465-498. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2006.12.002>
- Muhammad, N. y Rasheed, A. (2002). Stock prices and exchange rates: are they related? Evidence from South Asian countries. *The Pakistan Development Review*, 41(4), 535-550. <https://doi.org/10.30541/v41i4Ipp.535-550>
- Mukherjee, T. K. y Naka, A. (1995). Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: an application of a vector error correction model. *Journal of Financial Research*, 18(2), 223-237. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.1995.tb00563.x>
- Muradoglu, G., Berument, H. y Metin, K. (1999). Financial Crisis and Changes in Determinants of Risk and Return: An Empirical Investigation of an Emerging Market (ISE). *Multinational Finance Journal*, 3(4), 223-252. <https://doi.org/10.17578/3-4-1>
- Naka, A., Mukherjee, T. y Tufte, D. (1998). *Macroeconomic variables and the performance of the Indian Stock Market* (Working Paper No. 1998-06). University of New Orleans.
- Nasseh, A. y Strauss, J. (2000). Stock prices and domestic and international macroeconomic activity: a cointegration approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40(2), 229-245. [https://doi.org/10.1016/S1062-9769\(99\)00054-X](https://doi.org/10.1016/S1062-9769(99)00054-X)

- Nataraja, N. S, Sunil, K. y Nagaraja, R. C. (2015). An Analysis of Stock Returns and Exchange Rates: Evidence from IT Industry in India. *Journal of Advanced Computing*, 5(1), 1-11.
- Nawaz, A. D., Bhutto, N. A. y Khan, S. (2023). The Spillover Effect of Global Uncertainty on BRICS Stock Markets. *Etikonomi*, 22(1), 45-64.  
<https://doi.org/10.15408/etk.v22i1.24617>
- Nazarian, R, Naderi, E., Alikhani, N. G. y Amiri, A. (2014). Long Memory Analysis: An Empirical Investigation. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(1), 16-26.
- Nguyen, N. H. y Phan, H. V. (2017). Policy Uncertainty and Mergers and Acquisitions. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(2), 613-644. <https://doi.org/10.1017/S0022109017000175>
- Niaze, G. S. K., Hunjira, A. I., Azam, M., Butt, B. Z., Rehman, K. U. y Azam, R. I. (2011). Risk and Return Relationship in Stock Market and Commodity Prices: A Comprehensive Study of Pakistani Markets. *World Applied Sciences Journal*, 13(3), 470-481.
- Noor, A. A., Rubi, A. y Catherine, S. F. H. (2011). *The Impact of Stock Market Liberalization and Macroeconomic Variables on Stock Market Performances*. International Conference on Financial Management and Economics, Singapore.
- Nusair, S. y Al-Khasawneh, J. (2023). Changes in oil price and economic policy uncertainty and the G7 stock returns: evidence from asymmetric quantile regression analysis. *Economic Change and Restructuring*, 56(3), 1849-1893.  
<https://doi.org/10.1007/s10644-023-09494-9>
- Ochieng. D. E. y Adhiambo, E. O. (2012). The Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Performance in Kenya. *DBA Africa Management Review*, 3(1), 38-49. <https://doi.org/10.21831/jep.v1i1.670>
- Ojeda-Joya, J. y Romero, J. V. (2023). Global uncertainty shocks and exchange-rate expectations in Latin America. *Economic Modelling*, 120, 106185.  
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106185>
- Ongan, S., Gocer, I. y Ongan, A. (2022). Pandemic-induced economic policy uncertainty and US stock exchanges. *Journal of Public Affairs*, 22(S1), e2799.  
<https://doi.org/10.1002/pa.2799>
- Ouma, W. O. y Muriu, P. W. (2014). The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns in Kenya. *International Journal of Business and Commerce*, 3(11), 1-31.

- Oyewole, O. J., Adubiagbe, I. A. y Adekoya, O. B. (2022). Economic policy uncertainty and stock returns among OPEC members: Evidence from feasible quasi-generalized least squares. *Future Business Journal*, 8(1), 1-10.  
<https://doi.org/10.1186/s43093-022-00124-w>
- Ozcan, A. (2012). The relationship between macroeconomic variables and ISE industry index. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(2), 184-189. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/362682>
- Pal, K. y Mittal, R. (2011). Impact of Macroeconomic Indicators on Indian Capital Markets. *Journal of Risk Finance*, 12(2), 84-97.  
<http://dx.doi.org/10.1108/15265941111112811>
- Panousi, V. y Papanikolaou, D. (2012). Investment, Idiosyncratic Risk and Ownership. *Journal of Finance*, 67(3), 1113-1148.  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01743.x>
- Pantzalis, C., Stangeland, D. A. y Turtle, H. J. (2000). Political Elections and the Resolution of Uncertainty: The international evidence. *Journal of Banking and Finance*, 24(10), 1575-1604. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(99\)00093-X](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(99)00093-X)
- Pastor, L. y Veronesi, P. (2012). Uncertainty about Government Policy and Stock Prices. *Journal of Finance*, 67(4), 1219-1264. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01746.x>
- Pastor, L. y Veronesi, P. (2013). Political Uncertainty and Risk Premia. *Journal of Financial Economics*, 110(3), 520-545.  
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.08.007>
- Paule, J., Prado, C. y Gómez, R. (2021). Efecto de la incertidumbre de política económica en los mercados bursátiles europeos. *Revista de Economía Mundial*, (58), 75-94. <https://doi.org/10.33776/rem.v0i58.4875>
- Pearce, D. y Roley, V. (1985). Stock Prices and Economic News. *Journal of Business*, 58(1), 49-67. <https://doi.org/10.1086/296282>
- Peiro, A. (2015). Stock prices and macroeconomic factors: Some European evidence. *International Review of Economics and Finance*, 41, 287-294.  
<https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.08.004>
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>
- Pesaran, B. y Pesaran, M. H. (2009). *Time Series Econometrics using Microfit 5.0*. Oxford University Press.
- Pesaran, M. H. y Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. En S. Strom (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial*

- Symposium, Strom* (Cap. 11, pp. 371-413), Cambridge University Press.  
<https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>
- Pesaran, M. H., Shin, Y. y Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Economics*, 16(3), 289-326.  
<https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phan, D. H. B., Sharma, S. S. y Tran, V. T. (2018). Can economic policy uncertainty predict stock returns? Global evidence. *Journal of International Financial Markets*, 55, 134-150. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2018.04.004>
- Phan, H., Nguyen, N., Nguyen, H. y Hegde, S. (2019). Policy uncertainty and firm cash holdings. *Journal of Business Research*, 95, 71-82.  
<https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2018.10.001>
- Poon, S. H. y Granger, C. (2005). Practical Issues in Forecasting Volatility. *Financial Analysts Journal*, 61(1), 45-56. <https://doi.org/10.2469/faj.v61.n1.2683>
- Popp, A. y Zhang, F. (2023). A note on international spillovers of economic policy uncertainty across business cycles: evidence from OECD countries. *Macroeconomic Dynamics*, 26(8) 1-13.  
<https://doi.org/10.1017/S1365100522000748>
- Priestley, R. (1996). The Arbitrage Pricing Theory, macroeconomic and financial factors, and expectations generating processes. *Journal of Banking and Finance*, 20(5), 869-890. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(95\)00035-6](https://doi.org/10.1016/0378-4266(95)00035-6)
- Qadan, M., Kliger, D. y Chen, N. (2019). Idiosyncratic Volatility, the VIX and Stock Returns. *The North American Journal of Economics and Finance*, 47, 431-441.  
<https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.06.003>
- Rahman, M., Ullah, I. y Zeb, A. (2023). Analysis of ASEAN's Stock Returns and/or Volatility Distribution under the Impact of the Chinese EPU: Evidence Based on Conditional Kernel Density Approach. *East Asian Economic Review*, 27(1), 33-60. <https://doi.org/10.11644/KIEP.EAER.2023.27.1.417>
- Ramchander, S., Simpson, M. W. y Chaudhry, M. (2003). The impact of inflationary news on money market yields and volatilities. *Journal of Economics and Finance*, 27, 85-101. <https://doi.org/10.1007/BF02751592>
- Razzaque, H. B. y Olga, P. (2013). Stock Return and Inflation in Kazakhstan, Russia and Ukraine. *International Journal of Economics and Finance Studies*, 5(1), 258-270.
- Ren, Y., Guo, Q., Zhu, H. y Ying, W. (2020). The effects of economic policy uncertainty on China's economy: evidence from time-varying parameter FAVAR. *Applied Economics*, 52(29), 3167-3185.  
<https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1707475>

- Rodrik, D. (1991). Policy Uncertainty and Private Investment. *Journal of Development Economics*, 36(2), 229-242. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(91\)90034-S](https://doi.org/10.1016/0304-3878(91)90034-S)
- Roll, R. y Ross, S. A. (1980) An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, 35(5), 1073-1103. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1980.tb02197.x>
- Roll, R. y Ross, S. A. (1984). A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory: A Reply. *The Journal of Finance*, 39(2), 347-350. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1984.tb02313.x>
- Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](http://dx.doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6)
- Ruan, Q., Zhang, J. y Lv, D. (2023). Forecasting exchange rate volatility: is economic policy uncertainty better? *Applied Economics*, Early access. <https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2176457>
- Saeed, A. (2020). US Economic Policy Uncertainty and GCC Stock Market Performance. *Studies in Business and Economics*, 15(1), 223-242. <https://doi.org/10.2478/sbe-2020-0017>
- Sánchez-Gabarre, M. E. (2020). Stock prices, uncertainty and risks: Evidence from developing and advanced economies. *European Journal of Government and Economics*, 9(3), 265-279. <https://doi.org/10.17979/ejge.2020.9.3.6999>
- Sánchez-Gabarre, M. E., Castellanos-García, P. y Herrera, V. (2023). Influencia de la incertidumbre de política económica en las cotizaciones de la Bolsa de Valores de Panamá. *International Review of Economic Policy*, 5(1), 77-88. <https://doi.org/10.7203/IREP.5.1.26979>
- Santa-Clara, P. y Valkanov, R. (2003). The Presidential Puzzle: Political Cycles and the Stock Market. *The Journal of Finance*, 58(5), 1841-1872. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00590>
- Santomero, A. M. (1991). Money Supply Announcements: A Retrospective. *Journal of Economics and Business*, 43(1), 1-23. [https://doi.org/10.1016/0148-6195\(91\)90002-E](https://doi.org/10.1016/0148-6195(91)90002-E)
- Satya, P. y Girijasankar, M. (2003). Macroeconomic factors and bank and finance stock prices: The Australian experience. *Economic Analysis and Policy*, 33(1), 23-30. [https://doi.org/10.1016/S0313-5926\(03\)50002-9](https://doi.org/10.1016/S0313-5926(03)50002-9)
- Schwert, G. W. (1990). Stock returns and real activity: A century of evidence. *The Journal of Finance*, 45(4), 1237-1257. <https://doi.org/10.3386/w3296>

- Scotti, C. (2016). Surprise and Uncertainty Indexes: Real-time Aggregation of Real-Activity Macro-Surprises. *Journal of Monetary Economics*, 82, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2016.06.002>
- Sevillano, M. C. y Jareño, F. (2017). The Impact of Relevant International Factors on the Returns of IBEX 35 Companies, 2000-2016. *Applied Econometrics and International Development*, 17(1), 37-56.
- Sevillano, M. C. y Jareño, F. (2018). The impact of international factors on Spanish company returns: a quantile regression approach. *Risk Management*, 20(1), 51-76. <https://doi.org/10.1057/s41283-017-0027-7>
- Shahzad, S., Raza, N., Balcilar, M., Ali, S. y Shahbaz, M. (2017) Can economic policy uncertainty and investors sentiment predict commodities returns and volatility? *Resources Policy*, 53, 208-218. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2017.06.010>
- Shaikh, I. (2020). Does policy uncertainty affect equity, commodity, interest rates, and currency markets? Evidence from CBOE's volatility index. *Journal of Business Economics and Management*, 21(5), 1350-1374. <https://doi.org/10.3846/jbem.2020.13164>
- Shanken, J. y Weinstein, M. I. (1990). *Macroeconomic variables and asset pricing: Estimation and tests* (Working Paper). University of Rochester.
- Sharpe, W. F. (1963). A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, 9(2), 277-293. <https://doi.org/10.1287/mnsc.9.2.277>
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Shiller, R. J. (1981). Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *The American Economic Review*, 71(3), 421-436. <http://www.jstor.org/stable/1802789>
- Shiller, R. J. (2003) From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1) 83-104. <https://doi.org/10.1257/089533003321164967>
- Shiller, R. J. (2014). Speculative Asset Prices. *American Economic Review*, 104(6), 1486-1517. <https://doi.org/10.1257/aer.104.6.1486>
- Skrinjaric, T. y Orlovic, Z. (2019). Effects of Economic and Political Events on Stock Returns: Event Study of the Agrokor Case in Croatia. *Croatian Economic Survey*, 21(1), 47-86. <https://doi.org/10.15179/ces.21.1.2>
- Sokal, R. R. y Sneath, P. H. A. (1963). *Principles of Numerical Taxonomy*. W.H. Freeman & Co.

- Soni, R. K., Nandan, T. y Chatnani, N. N. (2023). Dynamic Association of Economic Policy Uncertainty with Oil, Stock and Gold: A Wavelet-Based Approach. *Journal of Economic Studies*, ahead-of-print. <https://doi.org/10.1108/JES-05-2022-0267>
- Sosa, M., Díaz, H. E. y Castro, J. E. (2007). Impacto de la incertidumbre de la política económica y del tipo de cambio en el mercado accionario a nivel internacional (2001-2020): un análisis de causalidad y cointegración de panel. *Paradigma Económico*, 13(2), 55-78. <https://doi.org/10.36677/paradigmaeconomico.v13i2.15761>
- Srikanta K. y Amartya P. (2022). Effect of economic policy uncertainty on stock market return and volatility under heterogeneous market characteristics. *International Review of Economics & Finance*, 80, 597-612. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.02.047>
- Su, Z., Fang, T. y Yin, L. (2019). Understanding stock market volatility: What is the role of US uncertainty? *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 582-590. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.07.014>
- Sum, V. (2012a). How Do Stock Markets in China and Japan Respond to Economic Policy Uncertainty in the United States? (SSRN Paper No. 2092346).
- Sum, V. (2012b). The Reaction of Stock Markets in the BRIC Countries to Economic Policy Uncertainty in the United States (SSRN Paper No. 2094697).
- Syed, A. A. y Kamal, M. A. (2022). Does the Economic Policy Uncertainty in the USA and China Affect Indian Stock Markets Symmetrically and Asymmetrically? An Empirical Analysis of Pre- and Post-Coronavirus Disease 2019 Timelines. *Global Business Review*, 0(0). <https://doi.org/10.1177/09721509221119708>
- Tabak, B. M. (2006). The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: evidence for Brazil. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 9(8), 1377-1396. <https://doi.org/10.1142/S0219024906003974>
- Taleb, N. N. (2011). *El cisne negro: el impacto de lo altamente improbable*. Paidós Ibérica.
- Taylor, S. J., Yadav, P. K. y Zhang, Y. (2010). The information content of implied volatilities and model-free volatility expectations: Evidence from options written on individual stocks. *Journal of Banking & Finance*, 34(4), 871-881. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.09.015>
- Thiem, C. (2020). Cross-Category, Trans-Pacific Spillovers of Policy Uncertainty and Financial Market Volatility. *Open Economies Review*, 31(2), 317-342. <https://doi.org/10.1007/s11079-019-09559-1>

- Timmermann, A. y Granger, C. W. (2004). Efficient Market Hypothesis and Forecasting. *International Journal of Forecasting*, 20(1), 15-27. [https://doi.org/10.1016/S0169-2070\(03\)00012-8](https://doi.org/10.1016/S0169-2070(03)00012-8)
- Toda, H. y Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Tran, M. P. y Vo, D. H. (2023). Asia-Pacific stock market return and volatility in the uncertain world: Evidence from the nonlinear autoregressive distributed lag approach. *Plos One*, 18(5), 1-17. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0285279>
- Voth, H. J. (2003). *Stock Price Volatility and Political Uncertainty: Evidence from the Interwar Period* (Working Paper No. 02-09). MIT Department of Economics. <https://doi.org/10.2139/ssrn.342641>
- Vu, N. T. (2015). Stock market volatility and international business cycle dynamics: Evidence from OECD economies. *Journal of International Money and Finance*, 50, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2014.08.003>
- Walkup, B. (2016). The impact of uncertainty on payout policy. *Manag. Finance*, 42(11), 1054-1072. <https://doi.org/10.1108/MF-09-2015-0237>
- Wang, G. y Lim, C. (2010). Effects of macroeconomic factors on share prices. *Journal of International Finance and Economics*, 10(2), 113-123.
- Wang, Y., Zhang, B., Diao, X. y Wu, C. (2015). Commodity price changes and the predictability of economic policy uncertainty. *Economics Letters*, 127, 39-42. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2014.12.030>
- Wasserfallen, W. (1988). Trends, Random Walks, and the Expectations-Augmented Phillips Curve: Evidence from Six Countries. *Journal of Money, Credit and Banking*, 20(3), 306-318. <https://doi.org/10.2307/1992258>
- Web de la CBOE: [https://www.cboe.com/tradable\\_products/vix/](https://www.cboe.com/tradable_products/vix/)
- Web del Instituto de Bolsas y Mercados Españoles: <https://www.bolsasymercados.es/bme-exchange/es/Indices/lbex>
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.
- Wu, T. P., Liu, S. B. y Hsueh, S. J. (2016). The Causal Relationship between Economic Policy Uncertainty and Stock Market: A Panel Data Analysis. *International Economic Journal*, 30(1), 109-122. <https://doi.org/10.1080/10168737.2015.1136668>

- Wu, X., Mei, X. y Yin, X. (2023). Time-varying higher moments, economic policy uncertainty and renminbi exchange rate volatility. *Journal of Risk*, 25(5), 1-30. <https://doi.org/10.21314/JOR.2022.055>
- Yalcinkaya, O. y Aydin, H. I. (2017). The Effects of Economic and Political Uncertainty on Economic Growth: A Panel Data Analysis on the G-7+BRC Countries (1997-2015). *EGE Academic Review*, 17(3), 419-429. <https://doi.org/10.21121/eab.2017328407>
- Yao, C. Z., Liu, C. y Ju, W. J. (2020). Multifractal analysis of the WTI crude oil market, US stock market and EPU. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 550, 124096. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.124096>
- Yu, W., Lui, E. y Wang, J. (2010). The predictive power of the implied volatility of options traded OTC and on exchanges. *Journal of Banking & Finance*, 34(1), 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.06.017>
- Yunus, N. (2012). Modeling Relationships among Securitized Property Markets, Stock Markets and Macroeconomic Variables. *Journal of Real Estate Research, American Real Estate Society*, 34(2), 127-156. <https://doi.org/10.1080/10835547.2012.12091331>
- Zalla, R. (2016). Economic Policy Uncertainty in Ireland. Working paper, 20 September.
- Zhao, R. y Cui, Y. (2021). Dynamic cross-correlations analysis on economic policy uncertainty and US dollar exchange rate: AMF-DCCA perspective. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2021, Article ID 6668912. <https://doi.org/10.1155/2021/6668912>
- Zhou, D. y Jiang, Y. (2020) Research on the Relationship between China's Economic Policy Uncertainty and Stock Market. *Journal of Financial Risk Management*, 9(4), 462-479. <https://doi.org/10.4236/jfrm.2020.94025>
- Zia, Q. Z. y Rahman, Z. (2011). The Causality between Stock Market and Foreign Exchange Market of Pakistan. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business* 3(5), 906-918.
- Zivot, E. y Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270. <https://doi.org/10.1080/07350015.1992.10509904>



# Anexos

## Anexo I. Material complementario del capítulo 2

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with single mean shift, AO model

ibex T = 286 optimal breakpoint : 2007m8

AR( 9)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	232.98222	-0.05911	9311.52305
t-statistic:	1.039	-2.972	
P-value:	0.299	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

ibex T = 286 optimal breakpoints : 2006m3 , 2008m2

AR( 0)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	5191.52759	-4471.80326	-0.11755	8658.79414
t-statistics:	15.174	-13.539	-4.716	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with single mean shift, IO model

ibex T = 286 optimal breakpoint : 2007m9

AR( 0)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-95.10345	-0.05172	553.85792
t-statistic:	-1.544	-3.323	
P-value:	0.123	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

ibex T = 286 optimal breakpoints : 2005m3 , 2007m9

AR( 0)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	488.66189	-467.49847	-0.08723	775.53163
t-statistics:	3.726	-4.021	-4.847	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with single mean shift, AO model

epuspain T = 286 optimal breakpoint : 2010m6

AR(10)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	58.15992	-0.17434	81.44521
t-statistic:	19.173	-3.162	
P-value:	0.000	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

epuspain T = 286 optimal breakpoints : 2008m11 , 2019m12

AR(10)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	49.60405	34.94129	-0.21496	78.06378
t-statistics:	16.496	7.908	-3.540	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with single mean shift, IO model

epuspain T = 286 optimal breakpoint : 2009m11

AR(10)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	10.24857	-0.17558	14.61503
t-statistic:	2.878	-3.425	
P-value:	0.004	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

epuspain T = 286 optimal breakpoints : 2008m7 , 2019m7

AR(10)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	11.96435	8.57238	-0.24535	19.54277
t-statistics:	3.338	2.361	-4.118	
P-values:	0.001	0.019	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with single mean shift, AO model

epuglobal T = 286 optimal breakpoint : 2016m8

AR( 3)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	133.68810	-0.15694	103.46850
t-statistic:	23.224	-3.953	
P-value:	0.000	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

epuglobal T = 286 optimal breakpoints : 2008m4 , 2018m7

AR(12)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	55.16195	122.50292	-0.36613	83.64233
t-statistics:	12.057	21.038	-4.973	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with single mean shift, IO model

epuglobal T = 286 optimal breakpoint : 2015m11

AR( 3)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	21.54221	-0.15483	15.94874
t-statistic:	3.705	-4.145	
P-value:	0.000	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

epuglobal T = 286 optimal breakpoints : 2008m7 , 2018m1

AR(12)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	17.59131	37.82693	-0.32497	27.20450
t-statistics:	3.890	5.056	-5.717	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with single mean shift, AO model

vix T = 286 optimal breakpoint : 2008m8

AR( 1)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-0.45723	-0.21705	20.99964
t-statistic:	-0.510	-6.218	
P-value:	0.611	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

vix T = 286 optimal breakpoints : 2008m6 , 2009m6

AR(12)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	17.78272	-19.51554	-0.15107	20.98812
t-statistics:	8.377	-9.259	-2.749	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with single mean shift, IO model

vix T = 286 optimal breakpoint : 2008m9

AR( 9)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-0.39616	-0.14894	3.16092
t-statistic:	-0.746	-3.456	
P-value:	0.456	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

vix T = 286 optimal breakpoints : 2008m7 , 2009m2

AR( 6)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	11.80058	-12.42768	-0.22044	4.65642
t-statistics:	5.471	-5.723	-5.073	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with single mean shift, AO model

gpr T = 286 optimal breakpoint : 2001m7

AR( 3)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	46.37849	-0.25234	62.12924
t-statistic:	6.487	-6.892	
P-value:	0.000	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

gpr T = 286 optimal breakpoints : 2001m7 , 2003m1

AR( 3)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	143.26585	-104.00562	-0.33566	62.12924
t-statistics:	12.588	-10.162	-6.664	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with single mean shift, IO model

gpr T = 286 optimal breakpoint : 2001m8

AR(10)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	6.01220	-0.17254	11.45228
t-statistic:	1.444	-3.954	
P-value:	0.150	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

gpr T = 286 optimal breakpoints : 2001m8 , 2003m2

AR(10)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	36.01500	-25.27693	-0.33182	21.64678
t-statistics:	4.113	-3.655	-6.421	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

## Anexo II. Material complementario del capítulo 3

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para VAR\_IBEX  
 contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
 tamaño muestral 238

hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
 contraste con constante  
 incluyendo 0 retardos de  $(1-L)VAR\_IBEX$   
 modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -0.984652  
 Estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -15.0935$   
 valor p 3.695e-026  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.001

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para VAR\_EPU  
 contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
 tamaño muestral 236

hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
 contraste con constante  
 incluyendo 2 retardos de  $(1-L)VAR\_EPU$   
 modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -1.47723  
 Estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -11.7215$   
 valor p asintótico 8.458e-025  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.010  
 diferencias retardadas:  $F(2, 232) = 5.821 [0.0034]$

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para VAR\_VIX  
 contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
 tamaño muestral 238

hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
 contraste con constante  
 incluyendo 0 retardos de  $(1-L)VAR\_VIX$   
 modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -1.16205  
 Estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -17.9622$   
 valor p 2.428e-028  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.010

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para VAR\_GPR  
 contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
 tamaño muestral 237

hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
 contraste con constante  
 incluyendo un retardo de  $(1-L)VAR\_GPR$   
 modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -1.20953  
 Estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -12.8376$   
 valor p asintótico 2.004e-028  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.004

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para VAR\_GDP  
 contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
 tamaño muestral 226

hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
 contraste con constante  
 incluyendo 12 retardos de  $(1-L)VAR\_GDP$   
 modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -0.0833642  
 Estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -1.98488$   
 valor p asintótico 0.2937  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.043  
 diferencias retardadas:  $F(12, 212) = 1367.073 [0.0000]$

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para VAR\_HICP  
contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
tamaño muestral 226  
hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
contraste con constante  
incluyendo 12 retardos de  $(1-L)VAR\_HICP$   
modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
valor estimado de  $(a - 1)$ : -0.537095  
Estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -2.72379$   
valor p asintótico 0.06995  
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.002  
diferencias retardadas:  $F(12, 212) = 54.375 [0.0000]$

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para VAR\_IR  
contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
tamaño muestral 228  
hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
contraste con constante  
incluyendo 10 retardos de  $(1-L)VAR\_IR$   
modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
valor estimado de  $(a - 1)$ : -1.88112  
Estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -7.48876$   
valor p asintótico 1.479e-011  
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.006  
diferencias retardadas:  $F(10, 216) = 7.517 [0.0000]$

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para VAR\_ER  
contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
tamaño muestral 237  
hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
contraste con constante  
incluyendo un retardo de  $(1-L)VAR\_ER$   
modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
valor estimado de  $(a - 1)$ : -0.812533  
Estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -10.3367$   
valor p asintótico 2.735e-020  
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.001

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para  $d\_VAR\_IBEX$   
contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
tamaño muestral 230  
hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
contraste con constante  
incluyendo 7 retardos de  $(1-L)d\_VAR\_IBEX$   
modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
valor estimado de  $(a - 1)$ : -4.87329  
Estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -8.92715$   
valor p asintótico 8.025e-016  
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.015  
diferencias retardadas:  $F(7, 221) = 14.134 [0.0000]$

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para  $d\_VAR\_EPU$   
contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
tamaño muestral 227  
hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
contraste con constante  
incluyendo 10 retardos de  $(1-L)d\_VAR\_EPU$   
modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
valor estimado de  $(a - 1)$ : -9.73093  
Estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -9.29689$   
valor p asintótico 5.666e-017  
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.007  
diferencias retardadas:  $F(10, 215) = 15.037 [0.0000]$

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para  $d\_VAR\_VIX$   
 contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
 tamaño muestral 225

hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
 contraste con constante  
 incluyendo 12 retardos de  $(1-L)d\_VAR\_VIX$   
 modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -10.9266  
 Estadístico de contraste:  $\tau\_c(1) = -8.2459$   
 valor p asintótico 9.383e-014  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de  $e$ : -0.020  
 diferencias retardadas:  $F(12, 211) = 10.989$  [0.0000]

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para  $d\_VAR\_GPR$   
 contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
 tamaño muestral 227

hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
 contraste con constante  
 incluyendo 10 retardos de  $(1-L)d\_VAR\_GPR$   
 modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -8.5158  
 Estadístico de contraste:  $\tau\_c(1) = -9.07125$   
 valor p asintótico 2.87e-016  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de  $e$ : -0.009  
 diferencias retardadas:  $F(10, 215) = 13.490$  [0.0000]

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para  $d\_VAR\_GDP$   
 contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
 tamaño muestral 226

hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
 contraste con constante  
 incluyendo 11 retardos de  $(1-L)d\_VAR\_GDP$   
 modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -3.00302  
 Estadístico de contraste:  $\tau\_c(1) = -5.94701$   
 valor p asintótico 1.605e-007  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de  $e$ : 0.049  
 diferencias retardadas:  $F(11, 213) = 2170.640$  [0.0000]

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para  $d\_VAR\_HICP$   
 contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
 tamaño muestral 226

hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
 contraste con constante  
 incluyendo 11 retardos de  $(1-L)d\_VAR\_HICP$   
 modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -7.77626  
 Estadístico de contraste:  $\tau\_c(1) = -8.65737$   
 valor p asintótico 5.399e-015  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de  $e$ : 0.006  
 diferencias retardadas:  $F(11, 213) = 104.258$  [0.0000]

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para  $d\_VAR\_IR$   
 contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
 tamaño muestral 226

hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
 contraste con constante  
 incluyendo 11 retardos de  $(1-L)d\_VAR\_IR$   
 modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -6.95122  
 Estadístico de contraste:  $\tau\_c(1) = -8.96275$   
 valor p asintótico 6.229e-016  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de  $e$ : -0.003  
 diferencias retardadas:  $F(11, 213) = 18.957$  [0.0000]

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para  $d\_VAR\_ER$   
contrastar desde 12 retardos, con el criterio AIC  
tamaño muestral 231  
hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$   
contraste con constante  
incluyendo 6 retardos de  $(1-L)d\_VAR\_ER$   
modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
valor estimado de  $(a - 1)$ : -4.19397  
Estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -10.672$   
valor p asintótico 2.241e-021  
Coef. de autocorrelación de primer orden de  $e$ : -0.011  
diferencias retardadas:  $F(6, 223) = 13.526 [0.0000]$

Contraste KPSS para  $VAR\_IBEX$   
T = 239  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.0557855  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para  $VAR\_EPU$   
T = 239  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.146816  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para  $VAR\_VIX$   
T = 239  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.191492  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para  $VAR\_GPR$   
T = 239  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.134916  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para  $VAR\_GDP$   
T = 239  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.0342593  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para  $VAR\_HICP$   
T = 239  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.686861  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p interpolado 0.018

Contraste KPSS para VAR\_IR  
T = 239  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.0342593  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para VAR\_ER  
T = 239  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.087059  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_VAR\_IBEX  
T = 238  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.0346583  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_VAR\_EPU  
T = 238  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.0312924  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_VAR\_VIX  
T = 238  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.0583825  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_VAR\_GPR  
T = 238  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.0259455  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_VAR\_GDP  
T = 238  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.0865768  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_VAR\_HICP  
T = 238  
Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
Estadístico de contraste = 0.0404357  
10% 5% 1%  
Valores críticos: 0.348 0.462 0.740  
Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_VAR\_IR  
 T = 238  
 Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
 Estadístico de contraste = 0.0288085  
                                   10%      5%      1%  
 Valores críticos: 0.348   0.462   0.740  
 Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_VAR\_ER  
 T = 238  
 Parámetro de truncamiento de los retardos = 12  
 Estadístico de contraste = 0.0408925  
                                   10%      5%      1%  
 Valores críticos: 0.348   0.462   0.740  
 Valor p > .10

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: VAR\_IBEX VAR\_EPU VAR\_VIX VAR\_GPR VAR\_GDP VAR\_HICP  
 VAR\_IR VAR\_ER

Exogenous variables: C

Sample: 1999M02 2018M12

Included observations: 227

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-6394.617	NA	4.36e+14	56.41072	56.53142*	56.45942
1	-6290.248	200.4616	3.05e+14	56.05505	57.14137	56.49340
2	-6132.101	292.6058	1.33e+14	55.22556	57.27751	56.05355
3	-5980.548	269.7255	6.20e+13	54.45416	57.47174	55.67180
4	-5871.693	186.0597	4.22e+13	54.05897	58.04217	55.66625*
5	-5809.653	101.6688	4.36e+13	54.07624	59.02507	56.07316
6	-5761.658	75.26944	5.13e+13	54.21726	60.13171	56.60382
7	-5690.562	106.4878	4.98e+13	54.15473	61.03481	56.93094
8	-5629.577	87.04502	5.35e+13	54.18129	62.02700	57.34715
9	-5529.424	135.8909	4.12e+13	53.86276	62.67409	57.41826
10	-5295.963	300.3108	9.96e+12	52.36972	62.14667	56.31486
11	-5220.395	91.87961	9.86e+12	52.26780	63.01037	56.60258
12	-5139.750	92.36865*	9.54e+12*	52.12115*	63.82935	56.84558

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

```

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(3,0,1,0,4,2,2,3) selected based on R-BAR Squared Criterion
*****
Dependent variable is VAR_IBEX
235 observations used for estimation from 1999M6 to 2018M12
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio[Prob]
VAR_IBEX(-1)      -.039262              .062870                 -1.62450[.533]
VAR_IBEX(-2)      -.025595              .055100                 -1.46451[.643]
VAR_IBEX(-3)      .085772               .055567                 1.5436[.124]
VAR_EPU           -.066025              .016793                 -3.9317[.000]
VAR_VIX           -.13451               .016229                 -8.2881[.000]
VAR_VIX(-1)       -.039308              .017821                 -2.2057[.028]
VAR_GPR           -.0018329             .0050435                -1.36343[.717]
VAR_GDP           .32684                .59620                  .54821[.584]
VAR_GDP(-1)       1.3355                .62205                  2.1469[.033]
VAR_GDP(-2)       -.58594                .31130                  -1.8822[.061]
VAR_GDP(-3)       .36822                .62437                  .58974[.556]
VAR_GDP(-4)       .78393                .58734                  1.3347[.183]
VAR_HICP          -1.1838               .60981                  -1.9412[.054]
VAR_HICP(-1)      .26267                .58520                  .44886[.654]
VAR_HICP(-2)      -1.1834               .60897                  -1.9433[.053]
VAR_IR            .0013676              .0025458                .53720[.592]
VAR_IR(-1)        .2059E-3              .0024528                .083936[.933]
VAR_IR(-2)        .0037103              .0025825                1.4367[.152]
VAR_ER            .068900               .24944                  .27622[.783]
VAR_ER(-1)        .6911E-3              .25864                  .0026721[.998]
VAR_ER(-2)        -.16301               .25729                  -.63357[.527]
VAR_ER(-3)        .46037                .24768                  1.8587[.064]
C                 .62335                .39512                  1.5776[.116]
*****
R-Squared          .42049                R-Bar-Squared          .36036
S.E. of Regression 4.5727                F-Stat. F(22,212)     6.9922[.000]
Mean of Dependent Variable .093839                S.D. of Dependent Variable 5.7175
Residual Sum of Squares 4432.8                Equation Log-likelihood -678.5726
Akaike Info. Criterion -701.5726                Schwarz Bayesian Criterion -741.3578
DW-statistic       1.9853
*****
Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model
*****
F-statistic 95% Lower Bound 95% Upper Bound 90% Lower Bound 90% Upper Bound
17.5137      2.3148          3.5630          2.0289          3.1652

W-statistic 95% Lower Bound 95% Upper Bound 90% Lower Bound 90% Upper Bound
140.1092     18.5186         28.5039         16.2313         25.3215
*****
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations
using 5000 replications.

Diagnostic Tests
*****
* Test Statistics * LM Version * F Version *
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ(12) = 4.9644[.959]*F(12,200) = .35968[.976]*
* * * * *
* B:Functional Form *CHSQ(1) = 3.7273[.054]*F(1,211) = 3.4006[.067]*
* * * * *
* C:Normality *CHSQ(2) = 21.1307[.000]* Not applicable *
* * * * *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1) = 1.0357[.309]*F(1,233) = 1.0315[.311]*
*****
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach  
 ARDL(3,0,1,0,4,2,2,3) selected based on R-BAR Squared Criterion  
 \*\*\*\*\*  
 Dependent variable is VAR\_IBEX  
 235 observations used for estimation from 1999M6 to 2018M12  
 \*\*\*\*\*

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
VAR_EPU	-.067435	.018608	-3.6240[.000]
VAR_VIX	-.17753	.029671	-5.9834[.000]
VAR_GPR	-.0018721	.0051362	-.36449[.716]
VAR_GDP	2.2762	.84101	2.7064[.007]
VAR_HICP	-2.1495	1.2274	-1.7513[.081]
VAR_IR	.0053967	.0046302	1.1656[.245]
VAR_ER	.37479	.41496	.90321[.367]
C	.63666	.41178	1.5461[.124]

\*\*\*\*\*  
 Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model  
 \*\*\*\*\*

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
17.5137	2.3148	3.5630	2.0289	3.1652

W-statistic 95% Lower Bound 95% Upper Bound 90% Lower Bound 90% Upper Bound  
 140.1092 18.5186 28.5039 16.2313 25.3215  
 \*\*\*\*\*  
 If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations using 5000 replications.

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model  
 ARDL(3,0,1,0,4,2,2,3) selected based on R-BAR Squared Criterion  
 \*\*\*\*\*  
 Dependent variable is dVAR\_IBEX  
 235 observations used for estimation from 1999M6 to 2018M12  
 \*\*\*\*\*

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dVAR_IBEX1	-.060178	.078302	-.76853[.443]
dVAR_IBEX2	-.085772	.055567	-1.5436[.124]
dVAR_EPU	-.066025	.016793	-3.9317[.000]
dVAR_VIX	-.13451	.016229	-8.2881[.000]
dVAR_GPR	-.0018329	.0050435	-.36343[.717]
dVAR_GDP	.32684	.59620	.54821[.584]
dVAR_GDP1	-.56620	.48478	-1.1680[.244]
dVAR_GDP2	-1.1521	.48059	-2.3974[.017]
dVAR_GDP3	-.78393	.58734	-1.3347[.183]
dVAR_HICP	-1.1838	.60981	-1.9412[.054]
dVAR_HICP1	1.1834	.60897	1.9433[.053]
dVAR_IR	.0013676	.0025458	.53720[.592]
dVAR_IR1	-.0037103	.0025825	-1.4367[.152]
dVAR_ER	.068900	.24944	.27622[.783]
dVAR_ER1	-.29736	.30250	-.98302[.327]
dVAR_ER2	-.46037	.24768	-1.8587[.064]
ecm(-1)	-.97908	.098999	-9.8898[.000]

\*\*\*\*\*

List of additional temporary variables created:  
 dVAR\_IBEX = VAR\_IBEX-VAR\_IBEX(-1)  
 dVAR\_IBEX1 = VAR\_IBEX(-1)-VAR\_IBEX(-2)  
 dVAR\_IBEX2 = VAR\_IBEX(-2)-VAR\_IBEX(-3)  
 dVAR\_EPU = VAR\_EPU-VAR\_EPU(-1)  
 dVAR\_VIX = VAR\_VIX-VAR\_VIX(-1)  
 dVAR\_GPR = VAR\_GPR-VAR\_GPR(-1)  
 dVAR\_GDP = VAR\_GDP-VAR\_GDP(-1)  
 dVAR\_GDP1 = VAR\_GDP(-1)-VAR\_GDP(-2)  
 dVAR\_GDP2 = VAR\_GDP(-2)-VAR\_GDP(-3)  
 dVAR\_GDP3 = VAR\_GDP(-3)-VAR\_GDP(-4)  
 dVAR\_HICP = VAR\_HICP-VAR\_HICP(-1)  
 dVAR\_HICP1 = VAR\_HICP(-1)-VAR\_HICP(-2)  
 dVAR\_IR = VAR\_IR-VAR\_IR(-1)  
 dVAR\_IR1 = VAR\_IR(-1)-VAR\_IR(-2)  
 dVAR\_ER = VAR\_ER-VAR\_ER(-1)  
 dVAR\_ER1 = VAR\_ER(-1)-VAR\_ER(-2)  
 dVAR\_ER2 = VAR\_ER(-2)-VAR\_ER(-3)  
 ecm = VAR\_IBEX + .067435\*VAR\_EPU + .17753\*VAR\_VIX + .0018721\*VAR\_GPR -2.2762\*VAR\_GDP + 2.1495\*VAR\_HICP - .0053967\*VAR\_IR - .37479\*VAR\_ER - .63666\*C  
 \*\*\*\*\*

R-Squared	.70477	R-Bar-Squared	.67413
S.E. of Regression	4.5727	F-Stat.	F(17,217) 29.7694[.000]
Mean of Dependent Variable	-.029322	S.D. of Dependent Variable	8.0103
Residual Sum of Squares	4432.8	Equation Log-likelihood	-678.5726
Akaike Info. Criterion	-701.5726	Schwarz Bayesian Criterion	-741.3578
DW-statistic	1.9853		

\*\*\*\*\*  
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable  
dVAR\_IBEX and in cases where the error correction model is highly  
restricted, these measures could become negative.

Testing for existence of a level relationship among the variables in the ARDL model  
\*\*\*\*\*

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
17.5137	2.3148	3.5630	2.0289	3.1652

W-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
140.1092	18.5186	28.5039	16.2313	25.3215

\*\*\*\*\*  
If the statistic lies between the bounds, the test is inconclusive. If it is  
above the upper bound, the null hypothesis of no level effect is rejected. If  
it is below the lower bound, the null hypothesis of no level effect can't be  
rejected. The critical value bounds are computed by stochastic simulations  
using 5000 replications.

### Anexo III. Material complementario del capítulo 4

Modelo 1: MCO combinados, utilizando 3437 observaciones  
 Se han incluido 19 unidades de sección cruzada  
 Largura de la serie temporal: mínimo 112, máximo 208  
 Variable dependiente: Index

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p	
const	4477.18	1213.69	3.689	0.0002	***
EPU	4.13650	0.995734	4.154	3.34e-05	***
VIX	-80.1442	16.4052	-4.885	1.08e-06	***
GPR	-2.83961	1.79178	-1.585	0.1131	
GDP	-281.580	58.6883	-4.798	1.67e-06	***
CPI	57.5083	7.75507	7.416	1.52e-013	***
IR	289.278	33.6217	8.604	1.15e-017	***
ER	-55.4506	8.43173	-6.576	5.55e-011	***
Media de la vble. dep.	4176.908	D.T. de la vble. dep.	5856.629		
Suma de cuad. residuos	1.10e+11	D.T. de la regresión	5663.441		
R-cuadrado	0.066789	R-cuadrado corregido	0.064884		
F(7, 3429)	35.05883	Valor p (de F)	1.46e-47		
Log-verosimilitud	-34574.71	Criterio de Akaike	69165.42		
Criterio de Schwarz	69214.56	Crit. de Hannan-Quinn	69182.97		
rho	0.993204	Durbin-Watson	0.014121		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 6 (GPR)

Contraste de heterocedasticidad de White -  
 Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad  
 Estadístico de contraste: LM = 761.879  
 con valor p =  $P(\text{Chi-cuadrado}(35) > 761.879) = 1.7013e-137$

Contraste de normalidad de los residuos -  
 Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente  
 Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 4073.77  
 con valor p = 0

Contraste de especificación RESET (cuadrados y cubos)  
 Estadístico de contraste: F = 0.278795,  
 con valor p =  $P(F(2,3427) > 0.278795) = 0.757$

Contraste de especificación RESET (cuadrados sólo)  
 Estadístico de contraste: F = 0.322787,  
 con valor p =  $P(F(1,3428) > 0.322787) = 0.57$

Contraste de especificación RESET (cubos sólo)  
 Estadístico de contraste: F = 0.422076,  
 con valor p =  $P(F(1,3428) > 0.422076) = 0.516$

Modelo 2: Efectos fijos, utilizando 3437 observaciones  
 Se han incluido 19 unidades de sección cruzada  
 Largura de la serie temporal: mínimo 112, máximo 208  
 Variable dependiente: Index

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p	
const	-1024.54	362.743	-2.824	0.0048	***
EPU	-0.654244	0.286770	-2.281	0.0226	**
VIX	-13.2573	4.05930	-3.266	0.0011	***
GPR	2.00944	0.445137	4.514	6.57e-06	***
GDP	94.3026	14.9887	6.292	3.54e-010	***
CPI	9.27618	2.04624	4.533	6.01e-06	***
IR	-180.090	15.2469	-11.81	1.39e-031	***
ER	50.5587	2.86219	17.66	6.89e-067	***

Media de la vble. dep.	4176.908	D.T. de la vble. dep.	5856.629
Suma de cuad. residuos	6.54e+09	D.T. de la regresión	1384.328
R-cuadrado MCVF (LSDV)	0.944536	R-cuadrado 'intra'	0.141086
F(25, 3411) MCVF	2323.533	Valor p (de F)	0.000000
Log-verosimilitud	-29723.56	Criterio de Akaike	59499.12
Criterio de Schwarz	59658.82	Crit. de Hannan-Quinn	59556.17
rho	0.935499	Durbin-Watson	0.124117

Contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) -

Estadístico de contraste:  $F(7, 3411) = 80.0421$   
 con valor p =  $P(F(7, 3411) > 80.0421) = 6.13431e-108$

Contraste de diferentes interceptos por grupos -

Hipótesis nula: Los grupos tienen un intercepto común  
 Estadístico de contraste:  $F(18, 3411) = 2998.93$   
 con valor p =  $P(F(18, 3411) > 2998.93) = 0$

Modelo 3: Efectos aleatorios (MCG), utilizando 3437 observaciones  
 Utilizando la transformación de Swamy-Arora (por defecto)  
 Se han incluido 19 unidades de sección cruzada  
 Largura de la serie temporal: mínimo 112, máximo 208  
 Variable dependiente: Index

	Coeficiente	Desv. Típica	z	valor p	
const	-687.948	1338.94	-0.5138	0.6074	
EPU	-0.654236	0.286976	-2.280	0.0226	**
VIX	-13.2836	4.06257	-3.270	0.0011	***
GPR	2.00887	0.445492	4.509	6.50e-06	***
GDP	94.1147	15.0005	6.274	3.52e-010	***
CPI	9.29268	2.04784	4.538	5.68e-06	***
IR	-179.488	15.2513	-11.77	5.66e-032	***
ER	50.4495	2.86382	17.62	1.85e-069	***

Media de la vble. dep.	4176.908	D.T. de la vble. dep.	5856.629
Suma de cuad. residuos	1.27e+11	D.T. de la regresión	6088.111
Log-verosimilitud	-34823.73	Criterio de Akaike	69663.45
Criterio de Schwarz	69712.59	Crit. de Hannan-Quinn	69681.01

Varianza 'entre' (between) = 3.14923e+007

Varianza 'dentro' (Within) = 1.91636e+006

theta medio = 0.981341

corr(y, yhat)^2 = 0.0202893

Contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) -

Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(7) = 557.663  
 con valor p = 3.16693e-116

Contraste de Breusch-Pagan -  
 Hipótesis nula: Varianza del error específico a la unidad = 0  
 Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(1) = 180237  
 con valor p = 0

Contraste de Hausman -  
 Hipótesis nula: Los estimadores de MCG son consistentes  
 Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(7) = 12.6177  
 con valor p = 0.0819882

Modelo 4: Efectos aleatorios (MCG), utilizando 3437 observaciones  
 Utilizando la transformación de Nerlove  
 Se han incluido 19 unidades de sección cruzada  
 Largura de la serie temporal: mínimo 112, máximo 208  
 Variable dependiente: Index

	Coeficiente	Desv. Típica	z	valor p	
const	-689.827	1523.03	-0.4529	0.6506	
EPU	-0.654238	0.286744	-2.282	0.0225	**
VIX	-13.2772	4.05920	-3.271	0.0011	***
GPR	2.00901	0.445123	4.513	6.38e-06	***
GDP	94.1602	14.9882	6.282	3.34e-010	***
CPI	9.28869	2.04615	4.540	5.64e-06	***
IR	-179.634	15.2405	-11.79	4.58e-032	***
ER	50.4759	2.86161	17.64	1.24e-069	***

Media de la vble. dep.	4176.908	D.T. de la vble. dep.	5856.629
Suma de cuad. residuos	1.27e+11	D.T. de la regresión	6088.308
Log-verosimilitud	-34823.84	Criterio de Akaike	69663.67
Criterio de Schwarz	69712.81	Crit. de Hannan-Quinn	69681.23

Varianza 'entre' (between) = 4.12452e+007  
 Varianza 'dentro' (Within) = 1.90187e+006  
 theta medio = 0.983757  
 corr(y, yhat)^2 = 0.0202973

Contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) -  
 Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(7) = 559.009  
 con valor p = 1.6257e-116

Contraste de Breusch-Pagan -  
 Hipótesis nula: Varianza del error específico a la unidad = 0  
 Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(1) = 180237  
 con valor p = 0

Contraste de Hausman -  
 Hipótesis nula: Los estimadores de MCG son consistentes  
 Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(7) = 9.57016  
 con valor p = 0.214269

Modelo 5: Efectos aleatorios (MCG), utilizando 3437 observaciones  
 Utilizando la transformación de Nerlove  
 Se han incluido 19 unidades de sección cruzada  
 Largura de la serie temporal: mínimo 112, máximo 208  
 Variable dependiente: Index  
 Omitidas debido a colinealidad exacta: dt\_207 dt\_208

	Coeficiente	Desv. Típica	z	valor p	
const	-2338.87	5666.51	-0.4128	0.6798	
EPU	-1.58965	0.317584	-5.005	5.57e-07	***
VIX	242.816	212.761	1.141	0.2538	
GPR	-6.54635	1.34949	-4.851	1.23e-06	***
GDP	108.768	18.7172	5.811	6.21e-09	***
CPI	-17.0132	3.01547	-5.642	1.68e-08	***
IR	-151.580	17.2331	-8.796	1.42e-018	***
ER	48.6123	2.83843	17.13	9.41e-066	***
dt_67	-2375.32	690.360	-3.441	0.0006	***
dt_69	-6633.14	3840.10	-1.727	0.0841	*
dt_70	-3042.23	782.587	-3.887	0.0001	***
dt_71	-4625.01	2052.70	-2.253	0.0243	**
dt_72	-5317.72	2383.76	-2.231	0.0257	**
dt_73	-4407.79	1699.01	-2.594	0.0095	***
dt_74	-2872.58	638.339	-4.500	6.79e-06	***
dt_87	-1652.16	504.240	-3.277	0.0011	***
dt_88	-2362.77	752.029	-3.142	0.0017	***
dt_103	-3882.68	1465.44	-2.649	0.0081	***
dt_150	-1103.19	458.842	-2.404	0.0162	**
dt_203	4199.30	2058.75	2.040	0.0414	**
dt_206	-2265.95	1242.00	-1.824	0.0681	*
Media de la vble. dep.	4176.908	D.T. de la vble. dep.	5856.629		
Suma de cuad. residuos	1.25e+11	D.T. de la regresión	6218.089		
Log-verosimilitud	-34790.43	Criterio de Akaike	70006.85		
Criterio de Schwarz	71315.17	Crit. de Hannan-Quinn	70474.21		

Varianza 'entre' (between) = 4.07416e+007  
 Varianza 'dentro' (Within) = 1.65948e+006  
 theta medio = 0.984733  
 corr(y, yhat)^2 = 0.00727113

Contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) -  
 Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(7) = 487.136  
 con valor p = 4.6681e-101

Contraste conjunto de Wald sobre las variables ficticias temporales -  
 Hipótesis nula: Sin efectos temporales  
 Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(205) = 468.668  
 con valor p = 1.08227e-022

Contraste de Breusch-Pagan -  
 Hipótesis nula: Varianza del error específico a la unidad = 0  
 Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(1) = 176756  
 con valor p = 0

Contraste de Hausman -  
 Hipótesis nula: Los estimadores de MCG son consistentes  
 Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(7) = 9.59897  
 con valor p = 0.212461

Contraste de normalidad de los residuos -  
Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente  
Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 5889.27  
con valor p = 0

Contraste CD de Pesaran de dependencia en sección cruzada  
Estadístico de contraste:  $z = 10.630782$ ,  
con valor p =  $P(|z| > 10.6308) = 2.14e-026$   
Average absolute correlation = 0.367

Estadístico de contraste:  $z = 10.630782$ ,  
con valor p =  $P(|z| > 10.6308) = 2.14e-026$   
Average absolute correlation = 0.367

## Anexo IV. Material complementario del capítulo 5

Contraste KPSS para  $d_{IBEX}$

$T = 299$

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.106025

10%            5%            1%

Valores críticos: 0.348    0.462    0.741

Valor  $p > .10$

Contraste KPSS para  $d_{EPU\_EspaAa}$

$T = 299$

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.0344144

10%            5%            1%

Valores críticos: 0.348    0.462    0.741

Valor  $p > .10$

Contraste KPSS para  $d_{EPU\_Global}$

$T = 299$

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.0569573

10%            5%            1%

Valores críticos: 0.348    0.462    0.741

Valor  $p > .10$

Contraste KPSS para  $d_{VIX}$

$T = 299$

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.0301717

10%            5%            1%

Valores críticos: 0.348    0.462    0.741

Valor  $p > .10$

Contraste KPSS para  $d_{GPR}$

$T = 299$

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.035664

10%            5%            1%

Valores críticos: 0.348    0.462    0.741

Valor  $p > .10$

Contraste KPSS para  $d_{PIB}$

$T = 299$

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.100542

10%            5%            1%

Valores críticos: 0.348    0.462    0.741

Valor  $p > .10$

Contraste KPSS para  $d_{IPCA}$

$T = 299$

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.138346

10%            5%            1%

Valores críticos: 0.348    0.462    0.741

Valor  $p > .10$

Contraste KPSS para  $d_{TI}$

$T = 299$

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.0325638

10%            5%            1%

Valores críticos: 0.348    0.462    0.741

Valor  $p > .10$

Contraste KPSS para d\_IBEX (incluyendo tendencia)

T = 299

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.0428389

10% 5% 1%

Valores críticos: 0.120 0.148 0.217

Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_EPU\_EspaAa (incluyendo tendencia)

T = 299

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.0297497

10% 5% 1%

Valores críticos: 0.120 0.148 0.217

Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_EPU\_Global (incluyendo tendencia)

T = 299

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.0218154

10% 5% 1%

Valores críticos: 0.120 0.148 0.217

Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_VIX (incluyendo tendencia)

T = 299

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.0291823

10% 5% 1%

Valores críticos: 0.120 0.148 0.217

Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_GPR (incluyendo tendencia)

T = 299

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.0317916

10% 5% 1%

Valores críticos: 0.120 0.148 0.217

Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_PIB (incluyendo tendencia)

T = 299

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.0783434

10% 5% 1%

Valores críticos: 0.120 0.148 0.217

Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_IPCA (incluyendo tendencia)

T = 299

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.0978036

10% 5% 1%

Valores críticos: 0.120 0.148 0.217

Valor p > .10

Contraste KPSS para d\_TI (incluyendo tendencia)

T = 299

Parámetro de truncamiento de los retardos = 12

Estadístico de contraste = 0.0327891

10% 5% 1%

Valores críticos: 0.120 0.148 0.217

Valor p > .10

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1997:01-2021:12 (T = 300)  
Variable dependiente: IBEX

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	11899.2	1272.37	9.352	2.27e-18 ***
EPU_Espana	-25.1819	4.03751	-6.237	1.55e-09 ***
VIX	-36.7592	12.9999	-2.828	0.0050 ***
GPR	-7.65824	1.83155	-4.181	3.83e-05 ***
PIB	0.0370000	0.00543092	6.813	5.41e-11 ***
IPCA	-78.2970	27.7066	-2.826	0.0050 ***
Media de la vble. dep.	9502.521	D.T. de la vble. dep.	2001.748	
Suma de cuad. residuos	7.17e+08	D.T. de la regresión	1561.970	
R-cuadrado	0.401309	R-cuadrado corregido	0.391127	
F(5, 294)	39.41429	Valor p (de F)	6.21e-31	
Log-verosimilitud	-2628.762	Criterio de Akaike	5269.524	
Criterio de Schwarz	5291.747	Crit. de Hannan-Quinn	5278.418	
rho	0.874752	Durbin-Watson	0.224558	

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 1997:01-2021:12 (T = 300)  
Variable dependiente: IBEX

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	11665.0	1128.87	10.33	1.48e-21 ***
EPU_Global	-15.2613	1.82576	-8.359	2.56e-15 ***
VIX	-29.3240	12.2788	-2.388	0.0176 **
GPR	-7.67817	1.74841	-4.392	1.57e-05 ***
PIB	0.0426326	0.00485167	8.787	1.30e-16 ***
IPCA	-100.227	22.7517	-4.405	1.48e-05 ***
Media de la vble. dep.	9502.521	D.T. de la vble. dep.	2001.748	
Suma de cuad. residuos	6.56e+08	D.T. de la regresión	1494.019	
R-cuadrado	0.452266	R-cuadrado corregido	0.442951	
F(5, 294)	48.55133	Valor p (de F)	1.55e-36	
Log-verosimilitud	-2615.419	Criterio de Akaike	5242.838	
Criterio de Schwarz	5265.060	Crit. de Hannan-Quinn	5251.731	
rho	0.863488	Durbin-Watson	0.257510	

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1997:01-2021:12 (T = 300)

Variable dependiente: IBEX

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	9502.52	115.571	82.22	2.48e-207 ***
Media de la vble. dep.	9502.521	D.T. de la vble. dep.		2001.748
Suma de cuad. residuos	1.20e+09	D.T. de la regresión		2001.748
R-cuadrado	0.000000	R-cuadrado corregido		0.000000
Log-verosimilitud	-2705.714	Criterio de Akaike		5413.427
Criterio de Schwarz	5417.131	Crit. de Hannan-Quinn		5414.909
rho	0.954055	Durbin-Watson		0.077812

Contraste de ARCH de orden 12 -

Hipótesis nula: [No hay efecto ARCH]

Estadístico de contraste: LM = 257.074

con valor p = P(Chi-cuadrado(12) > 257.074) = 4.57279e-48

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 1997:01-2021:12 (T = 300)

Variable dependiente: EPU\_Espana

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	107.437	2.26843	47.36	5.31e-141 ***
Media de la vble. dep.	107.4374	D.T. de la vble. dep.		39.29027
Suma de cuad. residuos	461574.0	D.T. de la regresión		39.29027
R-cuadrado	0.000000	R-cuadrado corregido		0.000000
Log-verosimilitud	-1526.474	Criterio de Akaike		3054.948
Criterio de Schwarz	3058.651	Crit. de Hannan-Quinn		3056.430
rho	0.870913	Durbin-Watson		0.249891

Contraste de ARCH de orden 12 -

Hipótesis nula: [No hay efecto ARCH]

Estadístico de contraste: LM = 180.295

con valor p = P(Chi-cuadrado(12) > 180.295) = 3.71157e-32

Modelo 3: MCO, usando las observaciones 1997:01-2021:12 (T = 300)

Variable dependiente: EPU\_Global

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	131.280	4.07996	32.18	4.02e-99 ***
Media de la vble. dep.	131.2798	D.T. de la vble. dep.		70.66696
Suma de cuad. residuos	1493152	D.T. de la regresión		70.66696
R-cuadrado	0.000000	R-cuadrado corregido		0.000000
Log-verosimilitud	-1702.574	Criterio de Akaike		3407.148
Criterio de Schwarz	3410.852	Crit. de Hannan-Quinn		3408.631
rho	0.933275	Durbin-Watson		0.142945

Modelo 4: MCO, usando las observaciones 1997:01-2021:12 (T = 300)

Variable dependiente: VIX

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	20.5989	0.464159	44.38	1.33e-133 ***
Media de la vble. dep.	20.59893	D.T. de la vble. dep.		8.039461
Suma de cuad. residuos	19325.25	D.T. de la regresión		8.039461
R-cuadrado	0.000000	R-cuadrado corregido		0.000000
Log-verosimilitud	-1050.489	Criterio de Akaike		2102.979
Criterio de Schwarz	2106.682	Crit. de Hannan-Quinn		2104.461
rho	0.803099	Durbin-Watson		0.394095

Contraste de ARCH de orden 12 -

Hipótesis nula: [No hay efecto ARCH]

Estadístico de contraste: LM = 127.739

con valor  $p = P(\text{Chi-cuadrado}(12) > 127.739) = 1.75378e-21$

Modelo 5: MCO, usando las observaciones 1997:01-2021:12 (T = 300)

Variable dependiente: GPR

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	97.8610	2.88342	33.94	1.45e-104 ***
Media de la vble. dep.	97.86099	D.T. de la vble. dep.	49.94226	
Suma de cuad. residuos	745774.6	D.T. de la regresión	49.94226	
R-cuadrado	0.000000	R-cuadrado corregido	0.000000	
Log-verosimilitud	-1598.441	Criterio de Akaike	3198.882	
Criterio de Schwarz	3202.586	Crit. de Hannan-Quinn	3200.364	
rho	0.749809	Durbin-Watson	0.497887	

Contraste de ARCH de orden 12 -

Hipótesis nula: [No hay efecto ARCH]

Estadístico de contraste: LM = 142.536

con valor  $p = P(\text{Chi-cuadrado}(12) > 142.536) = 1.84152e-24$

Modelo 6: MCO, usando las observaciones 1997:01-2021:12 (T = 300)

Variable dependiente: PIB

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	238348	3131.25	76.12	8.99e-198 ***
Media de la vble. dep.	238348.1	D.T. de la vble. dep.	54234.84	
Suma de cuad. residuos	8.79e+11	D.T. de la regresión	54234.84	
R-cuadrado	0.000000	R-cuadrado corregido	0.000000	
Log-verosimilitud	-3695.504	Criterio de Akaike	7393.009	
Criterio de Schwarz	7396.713	Crit. de Hannan-Quinn	7394.491	
rho	0.985529	Durbin-Watson	0.025470	

Contraste de ARCH de orden 12 -

Hipótesis nula: [No hay efecto ARCH]

Estadístico de contraste: LM = 276.196

con valor  $p = P(\text{Chi-cuadrado}(12) > 276.196) = 4.59739e-52$

Modelo 7: MCO, usando las observaciones 1997:01-2021:12 (T = 300)

Variable dependiente: IPCA

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	89.4466	0.755300	118.4	2.83e-253 ***
Media de la vble. dep.	89.44660	D.T. de la vble. dep.	13.08219	
Suma de cuad. residuos	51171.94	D.T. de la regresión	13.08219	
R-cuadrado	0.000000	R-cuadrado corregido	0.000000	
Log-verosimilitud	-1196.556	Criterio de Akaike	2395.112	
Criterio de Schwarz	2398.816	Crit. de Hannan-Quinn	2396.595	
rho	0.997616	Durbin-Watson	0.002958	

Contraste de ARCH de orden 12 -

Hipótesis nula: [No hay efecto ARCH]

Estadístico de contraste: LM = 286.418

con valor  $p = P(\text{Chi-cuadrado}(12) > 286.418) = 3.31916e-54$

Modelo 1: GARCH, usando las observaciones 1997:02-2021:12 (T = 299)

Variable dependiente: ld\_IBEX

Desviaciones típicas basadas en el Hessiano

	coeficiente	Desv. típica	z	valor p	
const	0.00175836	0.00289491	0.6074	0.5436	
ld_EPU_Espana	-0.0729308	0.0171052	-4.264	2.01e-05	***
ld_VIX	-0.143486	0.0137495	-10.44	1.70e-25	***
ld_GPR	-0.0266320	0.0125556	-2.121	0.0339	**
ld_PIB	0.00864210	0.0826162	0.1046	0.9167	
ld_IPCA	0.178864	0.372209	0.4805	0.6308	
alpha(0)	0.000286575	0.000256427	1.118	0.2638	
alpha(1)	0.0910227	0.0570439	1.596	0.0106	**
beta(1)	0.791237	0.145256	5.447	5.12e-08	***

Media de la vble. dep.	0.001646	D.T. de la vble. dep.	0.061519
Log-verosimilitud	478.2834	Criterio de Akaike	-936.5669
Criterio de Schwarz	-899.5625	Crit. de Hannan-Quinn	-921.7560

Varianza incondicional del error = 0.00243395

Contraste de razón de verosimilitudes para los términos (G)ARCH:

Chi-cuadrado(2) = 10.5768 [0.00504972]

Modelo 2: GARCH, usando las observaciones 1997:02-2021:12 (T = 299)

Variable dependiente: ld\_IBEX

Desviaciones típicas basadas en el Hessiano

	coeficiente	Desv. típica	z	valor p	
const	0.00200626	0.00295149	0.6797	0.4967	
ld_EPU_Espana	-0.0729946	0.0170206	-4.289	1.80e-05	***
ld_VIX	-0.145983	0.0140163	-10.42	2.11e-25	***
ld_GPR	-0.0261385	0.0126247	-2.070	0.0384	**
ld_PIB	-0.0115265	0.0837770	-0.1376	0.8906	
ld_IPCA	0.118996	0.377109	0.3155	0.7523	
alpha(0)	0.000322608	0.000417026	0.7736	0.4392	
alpha(1)	0.0963275	0.0791737	1.217	0.2237	
alpha(2)	1.03718e-12	0.116941	8.869e-12	1.0000	
beta(1)	0.775699	0.240241	3.229	0.0012	***

Media de la vble. dep.	0.001646	D.T. de la vble. dep.	0.061519
Log-verosimilitud	478.2051	Criterio de Akaike	-934.4101
Criterio de Schwarz	-893.7052	Crit. de Hannan-Quinn	-918.1181

Varianza incondicional del error = 0.00252091

Contraste de razón de verosimilitudes para los términos (G)ARCH:

Chi-cuadrado(3) = 10.4201 [0.015313]

Modelo 3: GARCH, usando las observaciones 1997:02-2021:12 (T = 299)

Variable dependiente: ld\_IBEX

Desviaciones típicas basadas en el Hessiano

	coeficiente	Desv. típica	z	valor p	
const	0.00199653	0.00291878	0.6840	0.4940	
ld_EPU_Espana	-0.0729314	0.0174455	-4.181	2.91e-05	***
ld_VIX	-0.144072	0.0140443	-10.26	1.08e-24	***
ld_GPR	-0.0255606	0.0129746	-1.970	0.0488	**
ld_PIB	0.00708858	0.0824198	0.08601	0.9315	
ld_IPCA	0.144709	0.379823	0.3810	0.7032	
alpha(0)	0.000353666	0.000330125	1.071	0.2840	
alpha(1)	0.113360	0.0720567	1.573	0.1157	
beta(1)	0.355993	0.535462	0.6648	0.5062	
beta(2)	0.384652	0.487704	0.7887	0.4303	

Media de la vble. dep.	0.001646	D.T. de la vble. dep.	0.061519
Log-verosimilitud	478.3948	Criterio de Akaike	-934.7897
Criterio de Schwarz	-894.0848	Crit. de Hannan-Quinn	-918.4977

Varianza incondicional del error = 0.00242246  
 Contraste de razón de verosimilitudes para los términos (G)ARCH:  
 Chi-cuadrado(3) = 10.7996 [0.0128603]

Modelo 4: GARCH, usando las observaciones 1997:02-2021:12 (T = 299)  
 Variable dependiente: ld\_IBEX  
 Desviaciones típicas basadas en el Hessiano

	coeficiente	Desv. típica	z	valor p	
const	0.00183354	0.00294051	0.6235	0.5329	
ld_EPU_Espana	-0.0723897	0.0170980	-4.234	2.30e-05	***
ld_VIX	-0.144039	0.0140795	-10.23	1.45e-24	***
ld_GPR	-0.0258297	0.0131126	-1.970	0.0489	**
ld_PIB	-0.00369422	0.0826484	-0.04470	0.9643	
ld_IPCA	0.118963	0.384903	0.3091	0.7573	
alpha(0)	0.000344113	0.000514254	0.6691	0.5034	
alpha(1)	0.109600	0.0802996	1.365	0.1723	
alpha(2)	2.25021e-11	0.152151	1.479e-10	1.0000	
beta(1)	0.402836	1.06531	0.3781	0.7053	
beta(2)	0.345086	0.818370	0.4217	0.6733	
Media de la vble. dep.	0.001646	D.T. de la vble. dep.	0.061519		
Log-verosimilitud	478.3764	Criterio de Akaike	-932.7528		
Criterio de Schwarz	-888.3474	Crit. de Hannan-Quinn	-914.9797		

Varianza incondicional del error = 0.0024152  
 Contraste de razón de verosimilitudes para los términos (G)ARCH:  
 Chi-cuadrado(4) = 10.7627 [0.0293642]

Modelo 5: GARCH, usando las observaciones 1997:02-2021:12 (T = 299)  
 Variable dependiente: ld\_IBEX  
 Desviaciones típicas basadas en el Hessiano

	coeficiente	Desv. típica	z	valor p	
const	0.00227911	0.00285185	0.7992	0.4242	
ld_EPU_Global	-0.0874701	0.0159890	-5.471	4.48e-08	***
ld_VIX	-0.145386	0.0133127	-10.92	9.16e-28	***
ld_GPR	-0.0160362	0.0122552	-1.309	0.1907	
ld_PIB	-0.0192054	0.0824690	-0.2329	0.8159	
ld_IPCA	0.0434457	0.370886	0.1171	0.9067	
alpha(0)	0.000405006	0.000344494	1.176	0.2397	
alpha(1)	0.0905167	0.0569816	1.589	0.0122	**
beta(1)	0.738314	0.183149	4.031	5.55e-05	***
Media de la vble. dep.	0.001646	D.T. de la vble. dep.	0.061519		
Log-verosimilitud	483.2349	Criterio de Akaike	-946.4698		
Criterio de Schwarz	-909.4653	Crit. de Hannan-Quinn	-931.6589		

Varianza incondicional del error = 0.00236611  
 Contraste de razón de verosimilitudes para los términos (G)ARCH:  
 Chi-cuadrado(2) = 8.08253 [0.0175752]

Modelo 6: GARCH, usando las observaciones 1997:02-2021:12 (T = 299)  
 Variable dependiente: ld\_IBEX  
 Desviaciones típicas basadas en el Hessiano

	coeficiente	Desv. típica	z	valor p	
const	0.00253463	0.00292454	0.8667	0.3861	
ld_EPU_Global	-0.0880186	0.0161358	-5.455	4.90e-08	***
ld_VIX	-0.146583	0.0137825	-10.64	2.04e-26	***
ld_GPR	-0.0170915	0.0123830	-1.380	0.1675	
ld_PIB	-0.0321197	0.0834185	-0.3850	0.7002	
ld_IPCA	0.0115843	0.374383	0.03094	0.9753	
alpha(0)	0.000462572	0.000471337	0.9814	0.3264	
alpha(1)	0.0967319	0.0900399	1.074	0.2827	
alpha(2)	2.85984e-12	0.112652	2.539e-11	1.0000	
beta(1)	0.714270	0.246496	2.898	0.0038	***

Media de la vble. dep. 0.001646 D.T. de la vble. dep. 0.061519  
 Log-verosimilitud 483.1701 Criterio de Akaike -944.3402  
 Criterio de Schwarz -903.6354 Crit. de Hannan-Quinn -928.0483

Varianza incondicional del error = 0.0024475  
 Contraste de razón de verosimilitudes para los términos (G)ARCH:  
 Chi-cuadrado(3) = 7.95298 [0.0469934]

Modelo 7: GARCH, usando las observaciones 1997:02-2021:12 (T = 299)  
 Variable dependiente: ld\_IBEX  
 Desviaciones típicas basadas en el Hessiano

	coeficiente	Desv. típica	z	valor p
const	0.00260087	0.00285886	0.9098	0.3630
ld_EPU_Global	-0.0869623	0.0160558	-5.416	6.09e-08 ***
ld_VIX	-0.146326	0.0133893	-10.93	8.41e-28 ***
ld_GPR	-0.0151423	0.0123430	-1.227	0.2199
ld_PIB	-0.0222344	0.0821990	-0.2705	0.7868
ld_IPCA	0.0252067	0.371306	0.06789	0.9459
alpha(0)	0.000515213	0.000454967	1.132	0.2575
alpha(1)	0.121475	0.0754293	1.610	0.1073
beta(1)	0.302841	0.350222	0.8647	0.3872
beta(2)	0.358188	0.331526	1.080	0.2800

Media de la vble. dep. 0.001646 D.T. de la vble. dep. 0.061519  
 Log-verosimilitud 483.4371 Criterio de Akaike -944.8743  
 Criterio de Schwarz -904.1694 Crit. de Hannan-Quinn -928.5823

Varianza incondicional del error = 0.00236884  
 Contraste de razón de verosimilitudes para los términos (G)ARCH:  
 Chi-cuadrado(3) = 8.48701 [0.0369492]

Modelo 8: GARCH, usando las observaciones 1997:02-2021:12 (T = 299)  
 Variable dependiente: ld\_IBEX  
 Desviaciones típicas basadas en el Hessiano

	coeficiente	Desv. típica	z	valor p
const	0.00209530	0.00291704	0.7183	0.4726
ld_EPU_Global	-0.0877073	0.0160437	-5.467	4.58e-08 ***
ld_VIX	-0.147007	0.0134932	-10.89	1.22e-27 ***
ld_GPR	-0.0143636	0.0124570	-1.153	0.2489
ld_PIB	-0.0303905	0.0822067	-0.3697	0.7116
ld_IPCA	0.0115206	0.372750	0.03091	0.9753
alpha(0)	0.000415720	0.000557066	0.7463	0.4555
alpha(1)	0.103477	0.0849603	1.218	0.2232
alpha(2)	1.00310e-12	0.130397	7.693e-12	1.0000
beta(1)	0.356333	0.681084	0.5232	0.6008
beta(2)	0.361255	0.500480	0.7218	0.4704

Media de la vble. dep. 0.001646 D.T. de la vble. dep. 0.061519  
 Log-verosimilitud 483.3697 Criterio de Akaike -942.7394  
 Criterio de Schwarz -898.3341 Crit. de Hannan-Quinn -924.9664

Varianza incondicional del error = 0.0023233  
 Contraste de razón de verosimilitudes para los términos (G)ARCH:  
 Chi-cuadrado(4) = 8.35219 [0.0794962]

