



## **Facultad de Administración y Dirección de Empresas**

**Trabajo de  
Fin de Grado**

**Determinantes  
macroeconómicos  
de las fusiones y  
adquisiciones**

Un estudio empírico de  
EE. UU. y R.U.

Alexandre Andrés Santiago López

**Julio de 2025**

## Abstract

This paper examines the macroeconomic determinants of mergers and acquisitions (M&A) in the United States and the United Kingdom through the application of Vector Error Correction Models (VECM). Using quarterly data from 1988 to 2023 to analyse both short-term dynamics and long-term equilibrium relationships. The empirical results reveal distinct national patterns: in the short run, M&A activity is driven by its own lags and stock market behaviour, with stronger explanatory power in the U.S.; in the long run, the cointegration analysis shows significant relationships between the number of M&A deals and macroeconomic indicators such as unemployment, inflation, and equity indices. Of note are the unexpected effects of interest rates—especially 3-month Treasury bond yields—posing challenges to classical assumptions. The study contrasts neoclassical and behavioural finance perspectives and provides a robust econometric framework for evaluating the structural determinants of M&A in both economies.

**Keywords:** Mergers and Acquisitions (M&A); Macroeconomic Determinants; VECM; Cointegration; U.K.; U.S.; Behavioural Finance; Neoclassical Theory; Financial Markets.

## Resumen

Este trabajo analiza los determinantes macroeconómicos de las fusiones y adquisiciones (M&A) en EE. UU. y el R.U. mediante Modelos de Corrección de Errores Vectoriales (VECM). Utilizando datos trimestrales entre 1988 y 2023, se estudian tanto las dinámicas de corto plazo como las relaciones de equilibrio de largo plazo. Los resultados empíricos muestran patrones nacionales diferenciados: a corto plazo, la actividad de M&A está condicionada por sus propios rezagos y por el comportamiento de los mercados bursátiles, con mayor intensidad en EE. UU.; a largo plazo, el análisis de cointegración identifica relaciones significativas entre el número de operaciones y variables como desempleo, inflación e índices bursátiles. Destacan los efectos inesperados de los tipos de interés, especialmente de los bonos del Tesoro a tres meses, lo que plantea retos a los supuestos clásicos. El estudio contrasta los enfoques neoclásico y conductual, y aporta un marco econométrico sólido para el análisis de los determinantes estructurales del M&A.

**Palabras clave:** Fusiones y Adquisiciones (M&A); Determinantes Macroeconómicos; VECM; Cointegración; R.U.; EE.UU.; Finanzas Conductuales; Teoría Neoclásica; Mercados Financieros.

## Resumo

Este traballo analiza os determinantes macroeconómicos das fusións e adquisicións (M&A) nos Estados Unidos e no Reino Unido mediante Modelos de Corrección de Erros Vectoriais (VECM). Empregando datos trimestrais entre 1988 e 2023, estúdanse tanto as dinámicas de curto prazo como as relacións de equilibrio a longo prazo. Os resultados empíricos amosan patróns nacionais diferenciados: a curto prazo, a actividade de M&A está condicionada polos seus propios retardos e polo comportamento dos mercados bursátiles, cunha maior intensidade nos EE. UU.; a longo prazo, a análise de cointegración identifica relacións significativas entre o número de operacións e variables como o desemprego, a inflación e os índices bursátiles. Cómpre salientar os efectos inesperados dos tipos de xuro, especialmente dos bonos do Tesouro a tres meses, o que supón un reto para os supostos clásicos. O estudo contrasta os enfoques neoclásico e condutual, e achega un marco econométrico sólido para o estudo dos determinantes estruturais da actividade de M&A.

**Palabras chave:** Fusións e Adquisicións (M&A); Determinantes Macroeconómicos; VECM; Cointegración; R.U.; EE.UU.; Finanzas Condutuais; Teoría Neoclásica; Mercados Financeiros.

**Número de palabras:** 11.829

# Índice

1	Introducción .....	8
2	Revisión bibliográfica.....	9
2.1	Revisión metodológica.....	9
2.2	Revisión de variables .....	10
2.3	Revisión histórica, metodología y enfoques.....	11
3	Fundamentación Metodológica del modelo .....	13
3.1	Modelos VAR y VECM: diferencias fundamentales .....	13
3.2	Supuestos del modelo y requisitos para su aplicación .....	15
4	Resultados empíricos.....	17
4.1	Análisis descriptivo y preparación de datos .....	17
4.2	Pruebas de estacionariedad y selección de rezagos.....	19
4.3	Estimación del modelo VECM.....	19
4.3.1	Cointegración y estabilidad del sistema .....	19
4.3.2	Dinámica de corto plazo $\Gamma \Delta Y_t - i$ .....	22
4.3.3	Relaciones de largo plazo estimadas del VECM .....	26
4.3.4	Matriz de velocidad de ajuste ( $\alpha$ ).....	31
4.4	Análisis dinámico del modelo .....	34
4.4.1	Funciones Impulso-Respuesta (IRF).....	34
4.4.2	Descomposición de la varianza .....	40
4.5	Validación del Modelo .....	43
4.6	Interpretación económica de los resultados .....	44
4.6.1	Comparativa con estudios previos .....	44
4.6.2	Limitaciones del modelo.....	46
5	Conclusiones y ampliación .....	47
	Bibliografía	48
Anexo 1.	Estadísticas Descriptivas.....	52
Anexo 2.	Pruebas de Estacionariedad .....	54
Anexo 3.	Selección de rezagos .....	56
Anexo 4.	Diagnóstico y validación del modelo .....	57
4.1.	Autocorrelación de residuos .....	58
4.2.	Heteroscedasticidad.....	58
4.3.	Normalidad de residuos .....	59
Anexo 5.	Gráficas de correlación de variables .....	60

## Índice de tablas

Tabla 1: Resumen histórico de enfoques de estudio .....	13
Tabla 2: Prueba de Cointegración R.U. ....	19
Tabla 3: Prueba de cointegración.....	20
Tabla 4: Relaciones a largo plazo estimadas – R.U. (M&A Número dependiente).....	26
Tabla 5: Relaciones a largo plazo estimadas – R.U. (M&A Valor dependiente).....	28
Tabla 6: Relaciones a largo plazo estimadas – EE.UU. (M&A Número dependiente).....	29
Tabla 7: Relaciones a largo plazo estimadas – EE.UU. (M&A Valor dependiente) .....	30
Tabla 8: Coeficientes de ajuste $\alpha$ - Actividad de M&A UK .....	32
Tabla 9: Coeficientes de ajuste $\alpha$ - Valor de M&A UK.....	32
Tabla 10: Coeficientes de ajuste $\alpha$ - Actividad de M&A US.....	33
Tabla 11: Coeficientes de ajuste $\alpha$ - Valor de M&A US .....	33
Tabla 12: Estadísticas descriptivas de las variables en niveles de R.U.....	52
Tabla 13: Estadísticas descriptivas de las variables en niveles de EE.UU.....	52
Tabla 14: Estadísticas descriptivas de las variables diferenciadas de R.U. ....	53
Tabla 15: Estadísticas descriptivas de las variables diferenciadas de EE.UU. ....	53
Tabla 16: Prueba Dickey-Fuller Aumentado en niveles R.U.....	54
Tabla 17: Prueba Dickey-Fuller Aumentado en niveles .....	55
Tabla 18: Prueba Dickey-Fuller Aumentado en primeras diferencias R.U. ....	55
Tabla 19: Prueba Dickey-Fuller Aumentado en primeras diferencias EE.UU.....	56
Tabla 20: Criterios de selección de lags R.U.....	56
Tabla 21: Criterios de selección de lags EE.UU. ....	57
Tabla 22: Test Portmanteau datos del R.U. ....	58
Tabla 23: Test Portmanteau datos EE.UU. ....	58
Tabla 24: Test ARCH LM – R.U.....	58
Tabla 25: Test ARCH LM - EE.UU. ....	58
Tabla 26: Test Jarque-Bera (Multivariante) – R.U. ....	59
Tabla 27: Test Jarque-Bera (Multivariante) - EE.UU.....	59

## Índice de figuras

Ilustración 1: Raíces de la Matriz Compañera R.U. ....	21
Ilustración 2: Raíces de la Matriz Compañera EE.UU.....	21
Ilustración 3: Shock en M&A Value -> M&A Number (UK) .....	35
Ilustración 4: Shock en Tasa de Paro -> M&A Number (UK) .....	35
Ilustración 5: Shock en FTSE100 -> M&A Number (UK) .....	36
Ilustración 6: Shock en IPC -> M&A Number (UK).....	36
Ilustración 7: Shock en M&A Number -> M&A Value (UK) .....	37
Ilustración 8: Shock en M&A Value -> M&A Number (US).....	37
Ilustración 9: Shock en SP500 -> M&A Number (US) .....	38
Ilustración 10: Shock en T-Bill 3M -> M&A Number (US).....	38
Ilustración 11: Shock en M&A Number -> M&A Value (US) .....	39
Ilustración 12: Shock en Tasa de Paro -> M&A Value (US) .....	39
Ilustración 13: FEVD - M&A Number (UK).....	40
Ilustración 14: FEVD - M&A Value (UK).....	41
Ilustración 15: FEVD - M&A Number (US).....	42
Ilustración 16: FEVD - M&A Value (US).....	43
Ilustración 17: Correlación entre variables diferenciadas - R.U.....	60
Ilustración 18: Correlación entre variables diferenciadas - EE.UU. ....	60

## Índice de abreviaturas

- ADF  
Augmented Dickey-Fuller Test (Prueba de Dickey-Fuller Aumentada), 14, 55, 56, 57
- BLS  
Bureau of Labor Statistics, 20, 21, 22, 27, 29, 30, 31, 33, 34, 36, 37, 38, 39, 40, 42, 43, 44, 53, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 60
- EE. UU  
Estados Unidos de América, 12, 13, 18, 26, 29, 30, 31, 40, 41, 45, 46, 53, 54, 55, 58
- EPU  
Economic Policy Uncertainty Index, 14, 47
- FRED  
Federal Reserve Economic Data, 19, 20, 21, 22, 27, 29, 30, 31, 33, 34, 36, 37, 38, 39, 40, 42, 43, 44, 53, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 60
- FTSE100  
Financial Times Stock Exchange 100 Index, 11, 19, 24, 28, 29, 37, 42, 43, 45, 53, 54
- GILTS  
Bonos del tesoro británico, 11
- IMAA  
Institute for Mergers, Acquisitions and Alliances, 20, 21, 22, 27, 29, 30, 31, 33, 34, 36, 37, 38, 39, 40, 42, 43, 44, 53, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 60
- IPC  
Índice de Precios al Consumo (Consumer Price Index, CPI), 11, 14, 27, 28, 29, 30, 31, 37, 42, 46, 53, 54, 55, 56, 57
- LIBOR  
London Interbank Offered Rate (3 Meses), 11, 19, 27, 29, 42, 53, 54, 55, 56
- M&A  
Mergers and Acquisitions (Fusiones y Adquisiciones), 9, 10, 12, 13, 23, 24, 25, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 33, 34, 36, 37, 38, 39, 40, 41, 42, 43, 44, 45, 46, 47, 48, 53, 54, 55, 56, 57
- OLS  
Ordinary Least Squares (Mínimos Cuadrados Ordinarios), 11, 14, 27
- ONS  
Office for National Statistics, 20, 21, 22, 27, 29, 30, 31, 33, 34, 36, 37, 38, 39, 40, 42, 43, 44, 53, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 60
- PIB  
Producto Interior Bruto, 12, 14, 18, 19, 47, 53, 54, 55, 56, 57
- R.U  
Reino Unido, 27
- S&P500  
Standard and Poor's 500 Index, 11, 30, 44, 45
- T-Bill 3M  
U.S. Treasury Bill (3-Month Maturity), 30, 31, 39, 53, 54, 56, 57
- VAR  
Vector Autoregressive Model (Modelo Autorregresivo Vectorial, 10, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 21, 27, 30, 45, 57, 60
- VECM  
Vector Error Correction Model (Modelo de Corrección de Errores Vectorial), 9, 10, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 20, 21, 23, 27, 35, 41, 45, 46, 47, 48, 55, 56, 57, 58, 60
- WSJ  
Wall Street Journal, 20, 21, 22, 27, 29, 30, 31, 33, 34, 36, 37, 38, 39, 40, 42, 43, 44, 53, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 60

## Planificación

Tarea	Feb.	Mar.	Abr.	May.	Jun.	Jul.
Estructuración del trabajo						
Revisión bibliográfica						
Modelización y estimación						
Redacción marco teórico						
IRFs y análisis empírico						
Redacción del análisis						
Conclusiones y revisión final						
Entregas parciales y reuniones						

■ = semanas activas para esa tarea

**Fuente:** Elaboración Propia

# 1 Introducción

Las fusiones y adquisiciones (M&A, por sus siglas en inglés) constituyen uno de los mecanismos fundamentales de reorganización empresarial en las economías modernas. Más allá de sus implicaciones microeconómicas sobre la eficiencia operativa y corporativa, los flujos agregados de M&A reflejan y amplifican las complejas dinámicas macroeconómicas y de consolidación empresarial de una economía. Su frecuencia, volumen y naturaleza están profundamente ligadas a factores estructurales y coyunturales, desde los ciclos de liquidez hasta las expectativas de rentabilidad futura, pasando por la evolución del mercado bursátil y las condiciones del crédito.

En este contexto, comprender los determinantes macroeconómicos de las operaciones de M&A adquiere una importancia crucial tanto para los responsables de políticas económicas como para los analistas financieros. No obstante, la literatura empírica presenta una fragmentación considerable, con resultados contradictorios debido a diferencias metodológicas, enfoques y ópticas distintas.

Este trabajo propone contribuir a la literatura y, al debate existente en la misma, mediante un exhaustivo análisis econométrico de las fusiones y adquisiciones en dos economías maduras, EE.UU. y R.U., a lo largo del periodo de 1988-2023. El objetivo central es identificar tanto las relaciones de largo plazo entre las principales variables macroeconómicas y la actividad de M&A como las dinámicas de ajuste de corto plazo que gobiernan la evolución de estas operaciones en cada uno de los países, encontrando por consiguiente las diferencias entre los mecanismos dinámicos y de ajuste en ambas economías.

Para ello, implementaremos modelos de corrección de errores vectoriales (VECM), basados en el enfoque de Johansen, los cuales permiten distinguir entre la cointegración estructural del sistema económico y los efectos transitorios. Esta metodología resulta especialmente adecuada para series macroeconómicas, en especial, en series referidas al M&A ya que, la presencia de cointegración en éstas sugiere que existe un equilibrio económico subyacente entre ellas.

Los resultados obtenidos difieren, en ocasiones, de los postulados por las dos principales teorías desarrolladas en torno a los determinantes de las fusiones y adquisiciones. Ambas teorías y su origen histórico serán explicadas en el apartado de Revisión bibliográfica. Para ello, hemos decidido crear una sección con los trabajos más influyentes en el campo de las fusiones

y adquisiciones y en la modelización de las variables que afectan a éstas, asegurando que nuestro análisis esté fundamentado de manera sólida tanto en lo teórico como en lo empírico. Esto nos ayudará a comparar los resultados de nuestro modelo con los resultados obtenidos por otros autores de una manera más profunda y así resumir las conclusiones en el apartado Comparativa con estudios previos.

## **2 Revisión bibliográfica**

En este apartado se justificarán las elecciones metodológicas del trabajo, desde el modelo elegido, el VECM, hasta las variables seleccionadas y la forma de analizar los resultados.

### **2.1 Revisión metodológica**

El modelo VECM ha sido seleccionado debido a su amplio respaldo por la literatura económica. Se trata de una extensión del VAR que permite analizar simultáneamente las relaciones dinámicas de corto y largo plazo entre variables no estacionarias que presentan cointegración. Estas dos características, cointegración y no estacionariedad, serán realmente importantes durante el planteamiento del modelo y se discutirán más adelante en el apartado de Fundamentación Metodológica del modelo.

Gran cantidad de estudios han aplicado este enfoque en el análisis de los factores que afectan al volumen y valor de las fusiones y adquisiciones originadas en una economía. Algunos ejemplos son el de Finn y Hodgson (2005), quienes evidenciaron que en Australia existe una relación sólida a largo plazo entre la actividad de M&A y diversos factores como los tipos de interés y los índices bursátiles, explicando la evolución de las operaciones transfronterizas de M&A; Antunes Ferreira y Rodrigues (2017), que profundizan en la estructura de estas relaciones mediante un modelo VECM con datos de R.U. y Emiru y Weisblatt (2025), que realizan un estudio de largo alcance sobre EE.UU., identificando relaciones significativas en un horizonte temporal de casi un siglo (de 1929 a 2019).

Frente a estos enfoques, muchos trabajos siguen empleando modelos clásicos, priorizando los resultados del análisis a corto plazo. El modelo VAR es uno de los más utilizados en la literatura, ya que, permite modelar relaciones dinámicas entre variables. Sin embargo, no permite capturar sus comportamientos de equilibrio a largo plazo. Los autores Choi y Jeon (2011), incorporan cointegración dentro de su modelo VAR, reconociendo la necesidad de tener en cuenta las relaciones estructurales.

Otras técnicas empleadas en este tipo de estudios van desde modelos OLS (Ciobanu y Bahna, 2015; Garita y Van Marrewijk, 2007; Gugler et al., 2012), regresiones logísticas y modelos de datos de panel (Harford, 2005), e incluso, modelos ARIMA (Beccalli y Frantz, 2013).

## 2.2 Revisión de variables

A continuación, se detallan las variables seleccionadas y su justificación, basada en estudios previos:

- 1. Rendimiento de los bonos del tesoro y LIBOR a tres meses:** utilizados por Becketti (1986), Harford (2005), Choi y Jeon (2011) y por Emiru y Weisblatt (2025) los bonos del tesoro a tres meses se utilizan para representar las condiciones financieras a corto plazo. Harford emplea el diferencial entre bonos corporativos y estatales, mientras Gugler et al. (2006) se centran en el rendimiento de los bonos corporativos. En el caso del análisis con datos del R.U., se ha optado por utilizar el LIBOR a tres meses como proxy de los tipos de interés a corto plazo debido a la falta de disponibilidad de datos continuos y completos sobre los GILTS a tres meses. El LIBOR ha sido ampliamente utilizado en estudios econométricos previos como en el de Boateng et al. (2014) y el de Antunes Ferreira y Rodrigues (2017), lo que garantiza la coherencia metodológica de nuestro modelo.
- 2. Rendimiento de bonos del tesoro a 10 años:** presentes en los trabajos de Finn y Hodgson (2005), Wang (2008), Garita y Van Marrewijk (2007), Luypaert y Huyghebaert (2007), Becketti (1986), Choi y Jeon (2011), Harford (2005), Östlund et al. (2022), Emiru y Weisblatt (2024) y Röhrer et al. (2023) como indicador clave de las expectativas financieras y del coste del capital en horizontes temporales largos.
- 3. Índices bursátiles (FTSE100 y S&P500):** ampliamente utilizados como medidor del mercado financiero y valoraciones. Gugler et al. (2006) emplean el P/E ratio del S&P; Choi y Jeon (2011) el volumen de transacción; Boateng et al. (2014) los precios del FTSEALL; Harford (2005) el retorno compuesto a tres años del S&P500; Vasnetsov et al. (2023), una combinación del S&P500 y STOXX600; y Antunes Ferreira y Rodrigues (2017), el precio de cierre del FTSE100. En nuestro caso, para facilitar el análisis, hemos decidido utilizar los precios de cierre trimestrales del índice correspondiente a cada economía.
- 4. Índice de Precios al Consumo (IPC):** considerado como medida de inflación general, es utilizado en modelos explicativos por Boateng et al. (2014) y Antunes Ferreira y Rodrigues (2017).

5. **Crédito al sector privado (CSP):** incorporado como variable que refleja la disponibilidad de financiación para fusiones y adquisiciones, respaldado por estudios como el de Röhrer et al. (2023). Esta variable fue posteriormente descartada, la explicación de este descarte se detalla en el Anexo 5
6. **Tasa de desempleo:** incluida como proxy del ciclo económico, ha sido empleada en el contexto de fusiones como indica la revisión literaria de Xie et al. (2017).
7. **PIB Real:** representa el nivel de actividad económica global, estudios como los de Choi y Jeon (2011) y Xie et al. (2017) lo consideran una variable clave. Sin embargo, será descartada más adelante de nuestro modelo por motivos que se explica en el Anexo 5.

### 2.3 Revisión histórica, metodología y enfoques

Los primeros estudios sobre la actividad de fusiones y adquisiciones y su relación con variables macroeconómicas emergen en la década de 1980 en EE.UU. Melicher et al. (1983) y otros autores pioneros utilizaron modelos ARIMA para investigar las conexiones entre tipos de interés, mercado bursátil y actividad de M&A. Becketti (1986), por su parte, encontró evidencias de la influencia del ciclo económico sobre la dinámica de M&A utilizando modelos de regresión lineal. Simultáneamente Golbe & White (1988) y Rosengren et al. (1987) aportaron hallazgos relevantes sobre patrones estacionales y motivaciones estructurales en las olas de fusiones y adquisiciones de los años ochenta.

En paralelo, Engle y Granger (1987) y, posteriormente, Johansen y Juselius (1990) introdujeron los fundamentos teóricos y prácticos de la cointegración y los modelos de corrección de errores, permitiendo abordar de forma coherente sistemas econométricos con variables no estacionarias. Este marco metodológico propicia el surgimiento de modelos VECM como alternativas robustas frente a los VAR en diferencias.

Desde los años 90, la literatura empírica sobre fusiones y adquisiciones va evolucionando, dando lugar a dos enfoques teóricos principales:

- **El enfoque neoclásico**, que interpreta las operaciones de M&A como una respuesta eficiente a shocks tecnológicos, cambios regulatorios o como reasignaciones óptimas de capital. Bajo esta perspectiva, se espera que las fusiones contribuyan al crecimiento potencial, mejorando la eficiencia agregada y que su actividad esté vinculada a variables como la inversión, el coste de capital o la productividad.

- **El enfoque conductual**, en cambio, sostiene que las fusiones, muchas veces, no responden a fundamentos económicos, sino a fenómenos de sobrevaloración bursátil, exceso de liquidez o sobre confianza de los directivos. En este marco, variables como el comportamiento del mercado de valores, la liquidez o los índices de sentimiento adquieren mayor protagonismo.

Ambos enfoques conviven en la literatura moderna, siendo en ocasiones complementarios, su relevancia empírica depende del contexto institucional, financiero y temporal del estudio.

Durante las décadas siguientes, los análisis se expanden geográfica y metodológicamente, Vennet (1996) estudia fusiones bancarias en Europa; Cartwright & Schoenberg (2006) clasifican treinta años de estudios según enfoques estratégicos y organizativos; Garita & Van Marrewijk (2007), Wang (2008) y Luypaert & Huyghebaert (2007) abordan dinámicas específicas en China y Bélgica; mientras que, Toxvaerd (2008) introduce el modelo de “sillas musicales” como explicación del contagio estratégico en fusiones.

Desde 2010, el uso de modelos multivariantes estructurales como VAR y VECM se consolida. Choi & Jeon (2011) aplican el VECM a datos de EE.UU., revelando el papel de las expectativas macroeconómicas sobre el M&A. Boateng et al. (2014) y Antunes Ferreira y Rodrigues (2017) extienden esta metodología al R.U. Emiru y Weisblatt (2025), en una de las investigaciones más ambiciosas hasta la fecha, emplean un modelo VECM sobre casi un siglo de datos de EE.UU., lo que establece un precedente para este trabajo.

La literatura más reciente se caracteriza por ampliar el espectro de variables explicativas: Ahern et al. (2015) introducen factores culturales; Xie et al. (2017) catalogan más de 250 estudios clasificando las variables en fiscales, institucionales y macroeconómicas; Bhattarai et al. (2021) relacionan gobernanza y calidad institucional con actividad de M&A. Röhrer et al. (2023), en el contexto europeo, destacan la sensibilidad de las operaciones de M&A a las condiciones de financiación, introduciendo el concepto de “efecto de valoración perverso”, que explica que un aumento en los rendimientos de los bonos incrementa el coste del capital y, por tanto, reduce el atractivo de las fusiones.

Finalmente, estudios como Chernenko et al. (2021) y Östlund et al. (2022) aportan nuevas metodologías —regresiones múltiples y causalidad de Granger— para analizar las ondas de fusiones tras la crisis financiera y en la era postpandemia.

Paralelamente a la evolución metodológica, también se ha observado una transformación en las variables explicativas empleadas, como se puede observar en la Tabla 1.

Tabla 1: Resumen histórico de enfoques de estudio

Periodo	Enfoque metodológico y variables utilizadas	Ejemplos de estudios
<i>Años 80 y primeros 90</i>	Uso de variables macroeconómicas básicas (tipos de interés, PIB, IPC, índices bursátiles) en modelos ARIMA y OLS.	Becketti (1986), Melicher et al. (1983)
<i>Años 2000</i>	Mayor sofisticación en variables financieras (retornos bursátiles, diferenciales de tipos, consumo personal de capital); introducción de estructuras temporales y segmentación sectorial.	Boateng et al. (2014), Harford (2005), Garita y Van Marrewijk (2007)
<i>Desde 2010</i>	Inclusión de variables de percepción (índices de confianza, EPU), factores culturales, institucionales y sociales. Uso de bonos a largo plazo como proxy del coste de capital.	Ahern et al. (2015), Xie et al. (2017), Emiru y Weisblatt (2025)

**Fuente:** Elaboración propia

### 3 Fundamentación Metodológica del modelo

#### 3.1 Modelos VAR y VECM: diferencias fundamentales

En los últimos 60 años, hemos vivido un rápido desarrollo de la econometría. En 1980 Sims introducía los modelos de vectores autorregresivos (VAR) señalando el pobre rendimiento de los métodos de regresión tradicionales. Estos nuevos modelos tratan las variables como endógenas y modelan sus interacciones en primeras diferencias (Lütkepohl, 1999).

Los modelos VAR representan una ruptura con el enfoque estructuralista previo ya que no imponen restricciones a priori sobre causalidades, permitiendo que los datos determinen las relaciones dinámicas entre las variables, esto da lugar a las famosas gráficas IRF (Impulse Response Function), las cuales analizaremos en el apartado de Resultados empíricos.

El VECM es una extensión del VAR diseñada específicamente para tratar variables no estacionarias en niveles con presencia de cointegración, es decir, variables cuyas propiedades estadísticas cambian con el tiempo, desplazándose conjuntamente y dejando una diferencia estable entre ellas (Lütkepohl, 1999). Esto quiere decir que dichas variables comparten una relación de equilibrio a largo plazo, es por ello por lo que, tras demostrar que son no estacionarias en niveles a través de pruebas como la ADF (Augmented Dickey Fuller Test) creada

por Dickey y Fuller (1979), debemos diferenciarlas para hacerlas estacionarias (Lütkepohl, 1999). El VAR estándar se construye exclusivamente con variables estacionarias en niveles, mientras que el VECM incluye términos de corrección de error (ECM), permitiendo capturar tanto las dinámicas de corto plazo como las fuerzas de ajuste hacia el equilibrio a largo plazo (R. Engle y Granger, 1987; Johansen y Juselius, 1990).

La principal diferencia entre ambos modelos radica en el tratamiento de la cointegración. Si las variables en un sistema VAR son integradas de orden uno  $I(1)$  y cointegradas, este modelo presentará errores de especificación, debido a que un modelo VAR en primeras diferencias (un modelo VAR en el que las variables no eran estacionarias hasta realizar una diferenciación) puede omitir información clave sobre la relación de equilibrio entre ellas, dando lugar a especificaciones erróneas.

En cambio, el VECM introduce una matriz de cointegración ( $\beta$ ) y una matriz de ajuste ( $\alpha$ ) que reflejan respectivamente las relaciones de largo plazo y la velocidad con la que dichas relaciones se ajustan cuando hay desviaciones respecto al equilibrio, permitiendo interpretar sin especificaciones erróneas las variables cointegradas de orden uno, a diferencia del VAR.

Formalmente, el modelo VAR( $p$ ) se puede escribir como:

Ecuación 1: Expresión del VAR

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Donde:

$Y_t$  : vector de variables endógenas en el tiempo  $t$  ( $k \times 1$ )

$c$  : vector de constantes o interceptos ( $k \times 1$ )

$A_i$  : matrices de coeficientes para cada rezago  $i = 1, \dots, p$  ( $k \times k$ )

$\varepsilon_t$  : vector de errores aleatorios  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $\text{Var}(\varepsilon_t) = \Sigma$

$p$  : número de rezagos del modelo VAR( $p$ )

Y se reescribe como modelo VECM:

Ecuación 2: Expresión del VECM

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \mu + \varepsilon_t$$

$\Delta Y_t$  : primeras diferencias de las variables endógenas ( $k \times 1$ )

$\alpha$  : matriz de velocidad de ajuste ( $k \times r$ )

$\beta'$  : matriz transpuesta de cointegración ( $r \times k$ )

$Y_{t-1}$  : vector rezagado en niveles de las variables endógenas

$\Gamma_i$  : matrices de coeficientes de los rezagos de las diferencias ( $k \times k$ )

$\mu$  : vector de constantes ( $k \times 1$ )

$\varepsilon_t$  : vector de errores aleatorios con media cero y varianza constante

$r$  : número de relaciones de cointegración

$p$  : número de rezagos del modelo VAR subyacente

En términos aplicados, el VAR puede ser útil cuando las series son estacionarias o transformadas en estacionarias si solo buscamos las relaciones dinámicas y no necesitamos entender cómo funcionan los mecanismos de ajuste y equilibrio. El VECM por su parte es más adecuado para entender las relaciones estructurales entre las variables estudiadas, lo cual es realmente interesante en el ámbito de las finanzas y la macroeconomía. Además, los modelos VECM permiten una interpretación más rica de los mecanismos de transmisión de shocks y ajustes en contextos de cointegración, esta estimación se lleva a cabo a través del mecanismo de máxima verosimilitud desarrollado por Johansen y Juselius (1990)

### 3.2 Supuestos del modelo y requisitos para su aplicación

Los supuestos que deben cumplir nuestros datos ya han sido discutidos de manera parcial en el apartado anterior para poder explicar el modelo y sus diferencias con el VAR. En general, para poder hacer regresiones econométricas hay una serie de supuestos que los datos precisan cumplir y estos cambian con cada modelo con el que tratamos, a continuación,

presentamos los requisitos que deben cumplir nuestras variables para poder validar la estimación del VECM:

- 1. Integración de las variables  $I(1)$ :** el modelo VECM se aplica exclusivamente a variables no estacionarias en niveles pero que se vuelven estacionarias tras su primera diferenciación, es decir, variables integradas de orden uno. En nuestro estudio esta propiedad se ha contrastado de manera empírica a través de la prueba de Dickey-Fuller Aumentado, tal y como recomienda Brooks (2014), esta prueba permite detectar tanto la presencia como la ausencia de raíces unitarias. La verificación de que nuestras variables pasan ambas ADFs se encuentra en el Anexo 2.
- 2. Existencia de relaciones de cointegración:** Para que el modelo VECM sea aplicable, debe existir al menos una relación de cointegración entre las variables, es decir, una combinación lineal de series no estacionarias que resulte estacionaria. Esta verificación se hace a través de la prueba de Johansen. Esta prueba, que se emplea sobre el VAR subyacente, puede aplicarse tanto en su versión de traza como en su versión de máxima raíz característica (Johansen y Juselius, 1990; Lütkepohl et al., 2005). En el apartado Cointegración y estabilidad del sistema explicamos la prueba y verificamos que nuestros modelos VAR son cointegrados, pasando tanto el test de traza como el de máxima raíz característica.
- 3. Selección del número óptimo de rezagos (lags):** el número de rezagos de un VAR subyacente afecta a la calidad de la estimación. Un número insuficiente puede generar autocorrelación residual mientras que un número excesivo puede sobreajustar el modelo. En nuestra investigación, se aplican varios criterios de determinación del número óptimo de rezagos: AIC (Akaike, 1974), BIC (Schwarz, 1978) y el criterio de Hannan-Quinn (Hannan y Quinn, 1979). Lütkepohl indicó ya en 1985 que la selección de rezagos debe equilibrar la parsimonia y adecuación del modelo. En nuestro caso, como veremos, hemos decidido ajustar el número de lags, dentro de los límites que establecen los distintos criterios, dándole importancia a la adecuación del modelo y a su estabilidad. Esto quiere decir que hemos seleccionado el suficiente número de lags como para que el modelo sea estable, pero tratando de reducir los mismos para que también pueda ser interpretable, quedando explicado de manera más extensa en el Anexo 3.
- 4. Estabilidad del sistema:** un sistema VECM válido debe ser estable, esto quiere decir que todas las raíces del polinomio característico del VAR subyacente al VECM deben

estar por debajo de la unidad, es decir, dentro del círculo unitario en el plano complejo. Este tipo de análisis ha sido documentado por Lütkepohl et al. (2005) y se ha implementado tanto en nuestro estudio como en la investigación de Emiru y Weisblatt (2025), en la cual nos hemos basado para elaborar una representación gráfica para mayor entendimiento del lector en el apartado de Cointegración y estabilidad del sistema.

- 5. Supuestos sobre los residuos:** nuestro modelo debe presentar ruido blanco multivariado. Esto quiere decir que, nuestros residuos o *error terms*, representados por  $(\epsilon_t)$ , deben tener media igual a 0, varianza constante (también llamado homocedasticidad) y ausencia de correlación lineal. La correlación lineal es la razón por la que hemos decidido excluir las variables del Crédito al sector Privado y PIB Real en ambos modelos, esto se detalla de manera gráfica en el Anexo 5.

Para validar dichos supuestos y demostrar que nuestro modelo cumple con los requisitos sobre los residuos se han aplicado las siguientes pruebas:

- **Test de Portmanteau** (Box y Pierce, 1970): se empleó la versión asintótica de la prueba de Portmanteau para detectar autocorrelación en los residuos, como se recomienda en las explicaciones de Lütkepohl et al. (2005). Esta prueba es una versión extendida de la prueba de Ljung-Box desarrollado por Ljung en (1978).
- **Test ARCH-LM** (Engle, 1982). Se aplicó para verificar la homocedasticidad de los residuos. En ambos modelos (R.U. y EE.UU.), los resultados no mostraron evidencia de heteroscedasticidad.
- **Test de normalidad multivariante (Jarque-Bera, Doornik-Hansen):** Aunque el modelo no pasó la prueba de normalidad, este hecho no invalida la estimación, ya que es habitual en modelos VAR/VECM aplicados a datos financieros (Brooks, 2014; Lütkepohl, 1999).

Los resultados de las pruebas y la explicación de estas pueden comprobarse en el Anexo

4.

## 4 Resultados empíricos

### 4.1 Análisis descriptivo y preparación de datos

Para llevar a cabo el análisis econométrico hemos seleccionado un conjunto de variables que representan diferentes dimensiones de la economía. Estas variables se han extraído de fuentes oficiales y bases de datos reconocidas a nivel internacional.

Las variables directamente relacionadas con las fusiones y adquisiciones fueron obtenidas del Institute for Mergers Acquisitions and Alliances. Estas variables son el número de fusiones y adquisiciones y el valor total de dichas operaciones. Tanto en EE.UU. como en R.U. el valor de las operaciones se representa en billones de dólares americanos. Dado el crecimiento exponencial que representan ambas variables a lo largo del tiempo, se aplicó el logaritmo natural para estabilizar la varianza, facilitando así el análisis. Esta transformación logarítmica también se ha realizado en el estudio de Emiru y Weisblatt (2025).

Las series relacionadas con el desempeño económico general fueron extraídas de la base de datos de la Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED). Estas variables incluyen el PIB real, el crédito al sector privado y los bonos del tesoro a 10 años de ambos países y, en el caso de Estados Unidos, el bono del tesoro a 3 meses y el IPC. El PIB real fue transformado aplicando el logaritmo natural debido a su crecimiento exponencial.

El LIBOR a 3 meses para R.U. fue obtenido del European Central Bank, así como el IPC y la tasa de desempleo de R.U. fueron obtenidos del Office for National Statistics; en el caso de EE.UU. la tasa de desempleo se ha obtenido del U.S. Bureau of Labor Statistics. Los precios de cierre del FTSE100 y del S&P500 fueron obtenidos a través del The Wall Street Journal y, al igual que el PIB real y los datos referentes a la actividad de fusiones y adquisiciones, estos datos también fueron transformados a través de su logaritmo natural.

La base de datos final empleada en este trabajo consta de observaciones trimestrales desde el primer trimestre de 1988 hasta el tercer trimestre de 2023, lo que da lugar a 143 observaciones por variable. Esta frecuencia temporal se ha elegido por su equilibrio entre granularidad y disponibilidad de datos siendo, además, la más común en la literatura empírica sobre fusiones y adquisiciones.

Estudios como el de Choi & Jeon (2011), Östlund et al. (2022), Finn & Hodgson (2005) o Gugler et al. (2012) también adoptan una periodicidad trimestral, argumentando que permite capturar ciclos económicos sin incurrir en excesiva volatilidad o pérdida de grados de libertad. Aunque algunos trabajos relevantes han utilizado datos anuales (p. ej., Emiru & Weisblatt

(2025); Harford (2005); Chernenko et al., 2021), la mayor resolución de los datos trimestrales resulta preferible en modelos VECM como los empleados en este estudio.

El uso de datos mensuales, aunque presente en ciertos trabajos recientes como Vasnetsov et al. (2023), requiere procesos de desagregación o interpolación que introducen incertidumbre adicional, lo que justifica su menor uso en contextos macroeconómicos agregados.

Para favorecer la claridad y ajustarse a los límites de extensión del trabajo, los detalles relativos a las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en el modelo se han trasladado al Anexo 1.

## 4.2 Pruebas de estacionariedad y selección de rezagos

Por los mismos motivos por los que se han decidido desplazar las estadísticas descriptivas al Anexo 1. Hemos decidido localizar los apartados referentes a las pruebas ADF y a la selección de rezagos del modelo en el Anexo 2 y en el Anexo 3 respectivamente.

Estas pruebas confirman que las variables utilizadas en ambos modelos son integradas de orden uno  $I(1)$  y que el número óptimo de rezagos es cuatro para ambos modelos.

## 4.3 Estimación del modelo VECM

### 4.3.1 Cointegración y estabilidad del sistema

Para determinar la presencia de cointegración y, por lo tanto, asegurar la presencia de relaciones a largo plazo entre las variables de nuestro modelo, se han realizado las pruebas de cointegración de Johansen tanto para R.U. como para EE.UU. Estas pruebas incluyen la prueba de Traza (Trace Test) y el Test de Valor Propio Máximo (Máx-Eigenvalue Test). (Johansen & Juselius, 1990)

Tabla 2: Prueba de Cointegración R.U.

Test	Hipótesis Nula	Valor Estadístico	Valor Crítico	Resultado
Trace Test	$r=0$	17.52	9.24	Cointegración presente
Trace Test	$r<1$	40.17	19.96	Cointegración presente
Max-Eigenvalue Test	$r=0$	17.52	9.24	Cointegración presente
Max-Eigenvalue Test	$r<1$	40.17	19.96	Cointegración presente

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

En el caso de R.U., ambas pruebas indican la presencia de, al menos, una relación de cointegración. Por lo tanto, podemos justificar el uso de un VECM para R.U. en tanto que existe al menos una relación de cointegración según ambos criterios.

Tabla 3: Prueba de cointegración

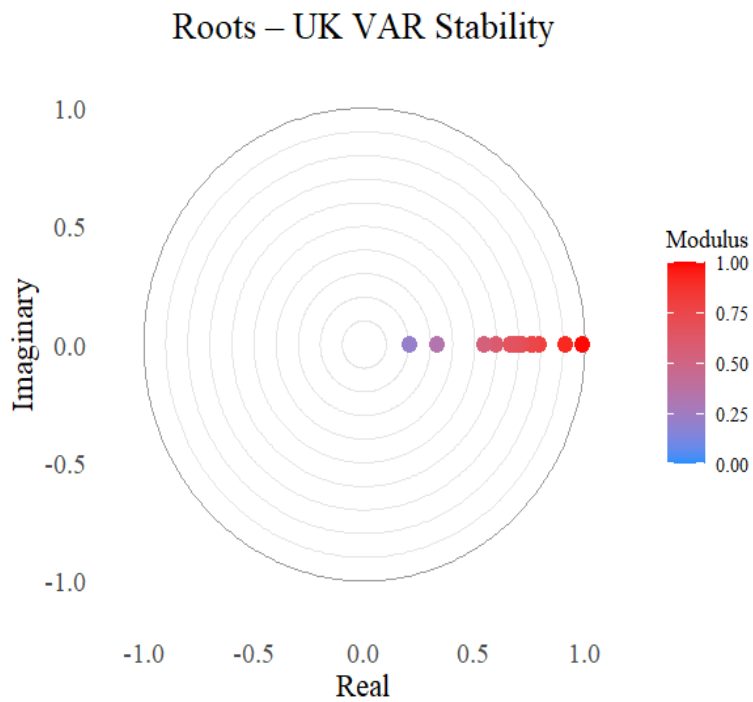
Test	Hipótesis Nula	Valor Estadístico	Valor Crítico	Resultado
Trace Test	$r=0$	12.96	9.24	Cointegración presente
Trace Test	$r<1$	32.91	19.96	Cointegración presente
Max-Eigenvalue Test	$r=0$	12.96	9.24	Cointegración presente
Max-Eigenvalue Test	$r<1$	32.91	19.96	Cointegración presente

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Para el caso estadounidense encontramos un caso similar, tanto el trace test como el test de máximos eigenvalores demuestran que hay al menos una relación de cointegración presente. Como veremos en el apartado de Matriz de velocidad de ajuste ( $\alpha$ ), las relaciones de cointegración halladas en ambos modelos son 6, las máximas para un sistema de 7 variables.

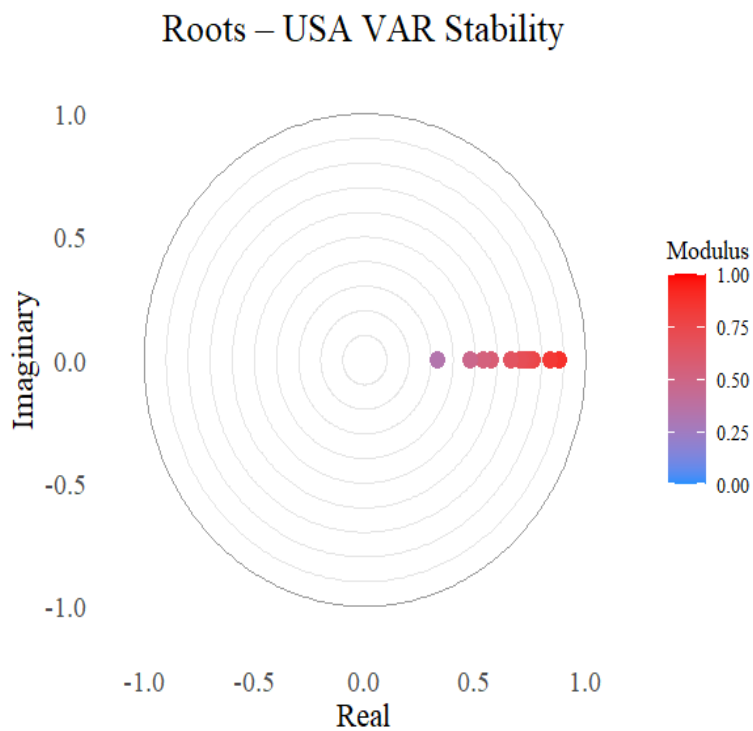
Una vez identificadas las relaciones de cointegración, es esencial evaluar la estabilidad del modelo VECM para asegurar la validez de sus predicciones. La estabilidad se verifica analizando las raíces del VAR subyacente. Todas las raíces deben hallarse dentro del círculo unitario. Es importante mencionar que, nuestras raíces, no presentan componentes imaginarios, lo que contrasta con estudios previos como el de Emiru y Weisblatt (2025). Podemos explicar esta diferencia en parte por la gran divergencia en el período de análisis, por un lado, el estudio de Emiru y Weisblatt analiza un período de casi una década (1929 a 2019) incluyendo grandes crisis económicas, nuestro análisis se centra en un período más reciente y relativamente estable, a excepción de la crisis de 2008. Además, el uso de datos trimestrales en lugar de datos anuales permite captar los cambios de manera gradual, evitando así fluctuaciones bruscas. Es importante mencionar también que nuestro modelo utiliza variables distintas al del modelo de Emiru y Weisblatt.

Ilustración 1: Raíces de la Matriz Compañera R.U.



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

Ilustración 2: Raíces de la Matriz Compañera EE.UU.



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

Podemos observar que ambos modelos son estables en tanto que sus raíces se encuentran dentro del círculo que representa la unidad, por lo tanto, podemos confiar en las predicciones que infiramos de nuestros modelos.

#### 4.3.2 Dinámica de corto plazo ( $\Gamma_i \Delta Y_{t-i}$ )

Una vez confirmada la existencia de relaciones de cointegración entre las variables de nuestros dos modelos mediante el método de Johansen y de demostrar la estabilidad del VAR subyacente, hemos decidido exponer los modelos VECM de derecha a izquierda, es decir, en sentido opuesto a como se presenta en Ecuación 2: Expresión del VECM.

El componente de corto plazo del modelo VECM está designado por la expresión matemática  $\sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i}$ . Este término captura los efectos transitorios y la inercia dinámica del sistema, permitiendo modelar los ajustes que no están motivados por desequilibrios de largo plazo.

En este caso, hemos estimado un VECM bajo la especificación de Johansen con constante restringida, esto quiere decir que, la constante se contiene dentro del espacio cointegrado que delimita las relaciones estructurales, recogidas en el vector  $\beta$ , por lo tanto, no aparece representada de manera explícita en estas ecuaciones dinámicas ni en un vector  $\mu$  aparte, como se muestra en la Ecuación 2: Expresión del VECM. Esta configuración es adecuada cuando se supone que las series poseen medias distintas a cero, pero no siguen una tendencia determinista, en línea con las recomendaciones metodológicas de Johansen & Juselius (1990) y Lütkepohl & Krätzig (2004).

Ecuación 3: Ecuación Dinámica de Actividad de M&A - R.U.

$$\begin{aligned}
& \Delta \log(MA_t^{UK,Number}) \\
& = -1.533^{***} \cdot \Delta \log(MA_{t-1}^{UK,Number}) + 0.079^{***} \cdot \Delta \log(MA_{t-1}^{UK,Value}) - 0.111 \cdot \\
& \quad \cdot \Delta Unemployment_{t-1} + 0.541^{***} \cdot \Delta \log(FTSE100_{t-1}) + 0.012 \\
& \quad \cdot \Delta LIBOR_{t-1} - 0.003 \cdot \Delta Bond10Y_{t-1} - 0.037 \cdot \Delta CPI_{t-1} - 1.820^{***} \\
& \quad \cdot \Delta \log(MA_{t-2}^{UK,Number}) + 0.136^{**} \cdot \Delta \log(MA_{t-2}^{UK,Value}) - 0.156^* \\
& \quad \cdot \Delta Unemployment_{t-2} + 1.073^{***} \cdot \Delta \log(FTSE100_{t-2}) + 0.014 \\
& \quad \cdot \Delta LIBOR_{t-2} - 0.006 \cdot \Delta Bond10Y_{t-2} - 0.050 \cdot \Delta CPI_{t-2} - 2.160^{***} \\
& \quad \cdot \Delta \log(MA_{t-3}^{UK,Number}) + 0.206^{***} \cdot \Delta \log(MA_{t-3}^{UK,Value}) - 0.140^* \\
& \quad \cdot \Delta Unemployment_{t-3} + 0.904^{**} \cdot \Delta \log(FTSE100_{t-3}) + 0.006 \cdot \Delta LIBOR_{t-3} \\
& \quad - 0.016 \cdot \Delta Bond10Y_{t-3} - 0.071 \cdot \Delta CPI_{t-3} + \varepsilon_t^{(3)}
\end{aligned}$$

**Nota:** \*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05 ; p < 0.1; Sin marca: p ≥ 0.1

La dinámica del número de operaciones en el R.U. muestra una fuerte autorregresión negativa, con coeficientes crecientes en magnitud para los rezagos del propio número de M&A (-1,533; -1,820; -2,160). Esto indica una respuesta contractiva rápida ante las perturbaciones, algo propio de procesos con persistencia e inercia. (Lütkepohl et al., 2005)

El valor de las operaciones se presenta también como un regresor significativo, aunque con menor intensidad, sugiriendo que, a mayor valor en un periodo, más probabilidad de un aumento del número de operaciones en el siguiente. El FTSE100 tiene un efecto positivo en todos los rezagos, especialmente en el segundo (+1,073), sugiriendo que la actividad bursátil estimula la dinámica de M&A, en consonancia con la teoría conductual. También hay cierta significancia presente en el desempleo, más en el segundo y tercer rezago que en el primero, en todos ellos con un efecto negativo, en consonancia, de nuevo, con la teoría conductual y también con la neoclásica.

Los demás regresores, aunque representados en la ecuación, no son significativos a corto plazo. Esta ecuación posee un coeficiente  $R^2 = 0,729$

## Ecuación 4: Ecuación Dinámica de Valor de M&amp;A - R.U.

$$\begin{aligned}
& \Delta \log(MA_t^{UK,Value}) \\
& = 0.069 \cdot \Delta \log(MA_{t-1}^{UK,Number}) - 1.453^{***} \cdot \Delta \log(MA_{t-1}^{UK,Value}) - 0.232 \\
& \quad \cdot \Delta Unemployment_{t-1} + 0.917 \cdot \Delta \log(FTSE100_{t-1}) + 0.079 \cdot \Delta LIBOR_{t-1} \\
& \quad + 0.039 \cdot \Delta Bond10Y_{t-1} - 0.165 \cdot \Delta CPI_{t-1} - 0.216 \cdot \Delta \log(MA_{t-2}^{UK,Number}) \\
& \quad - 1.763^{***} \cdot \Delta \log(MA_{t-2}^{UK,Value}) - 0.258 \cdot \Delta Unemployment_{t-2} + 1.912 \cdot \\
& \quad \cdot \Delta \log(FTSE100_{t-2}) - 0.026 \cdot \Delta LIBOR_{t-2} - 0.029 \cdot \Delta Bond10Y_{t-2} - 0.271 \\
& \quad \cdot \Delta CPI_{t-2} - 0.038 \cdot \Delta \log(MA_{t-3}^{UK,Number}) - 2.126^{***} \cdot \Delta \log(MA_{t-3}^{UK,Value}) \\
& \quad - 0.282 \cdot \Delta Unemployment_{t-3} + 1.788 \cdot \Delta \log(FTSE100_{t-3}) + 0.065 \\
& \quad \cdot \Delta LIBOR_{t-3} + 0.065 \cdot \Delta Bond10Y_{t-3} - 0.469 \cdot \Delta CPI_{t-3} + \varepsilon_t^{(4)}
\end{aligned}$$

**Nota:** \*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05 ; p < 0.1; Sin marca: p ≥ 0.1

Para el caso de la segunda ecuación, los coeficientes autorregresivos son, de nuevo, negativos (-1,453; -1,763; -2,126) y altamente significativos en todos los lags, lo que apunta a un proceso de ajuste aún más acusado que en la casuística del número de operaciones. A pesar de que otras variables aparecen representadas en la ecuación, el valor de las propias ecuaciones es la única significativa, tratándose de una ecuación meramente autorregresiva a corto plazo, a mayor valor de fusiones, menos valor de fusiones habrá a corto plazo. Esta ecuación posee un coeficiente R<sup>2</sup>= 0,7133

## Ecuación 5: Ecuación Dinámica de Actividad de M&amp;A - EE.UU.

$$\begin{aligned}
& \Delta \log(MA_t^{US,Number}) \\
& = -1.401^{***} \cdot \Delta \log(MA_{t-1}^{US,Number}) + 0.049 \cdot \Delta \log(MA_{t-1}^{US,Value}) + 0.004 \\
& \quad \cdot \Delta Unemployment_{t-1} + 0.342^{**} \cdot \Delta \log(SP500_{t-1}) + 0.080^{**} \cdot \Delta TBill_{t-1} \\
& \quad + 0.002 \cdot \Delta Bond10Y_{t-1} + 0.010 \cdot \Delta CPI_{t-1} - 1.568^{***} \cdot \Delta \log(MA_{t-2}^{US,Number}) \\
& \quad + 0.060 \cdot \Delta \log(MA_{t-2}^{US,Value}) + 0.010 \cdot \Delta Unemployment_{t-2} + 0.639^{***} \\
& \quad \cdot \Delta \log(SP500_{t-2}) + 0.098^{**} \cdot \Delta TBill_{t-2} - 0.033 \cdot \Delta Bond10Y_{t-2} + 0.001 \\
& \quad \cdot \Delta CPI_{t-2} - 1.704^{***} \cdot \Delta \log(MA_{t-3}^{US,Number}) + 0.094 \cdot \Delta \log(MA_{t-3}^{US,Value}) \\
& \quad + 0.017 \cdot \Delta Unemployment_{t-3} + 0.835^{***} \cdot \Delta \log(SP500_{t-3}) + 0.100^* \\
& \quad \cdot \Delta TBill_{t-3} - 0.045 \cdot \Delta Bond10Y_{t-3} + 0.022 \cdot \Delta CPI_{t-3} + \varepsilon_t^{(1)}
\end{aligned}$$

**Nota:** \*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05 ; p < 0.1; Sin marca: p ≥ 0.1

La estructura autorregresiva se vuelve a presentar en EE.UU. Lo que indica un patrón de ajuste similar al del número de operaciones en R.U. Otra similitud es la influencia del mercado bursátil (S&P500), que tiene un peso notablemente positivo y también significativo, con coeficientes crecientes (+0,342 a +0,835), lo que sugiere, de nuevo, que la euforia bursátil aumenta el número de operaciones. Mientras, una notable diferencia reside en que, el valor de las operaciones no explica el número de estas a corto plazo. Para finalizar, se observa que el rendimiento de los bonos del tesoro a 3 meses presenta significación y, un coeficiente positivo, hallazgo del modelo que se sale del marco de la teoría neoclásica y que resalta como segunda diferencia entre EE.UU. y R.U. Esta ecuación posee un coeficiente  $R^2 = 0,7639$

Ecuación 6: Ecuación Dinámica de Valor de M&A - EE.UU.

$$\begin{aligned} \Delta \log(MA_t^{US,Value}) &= -0.309 \cdot \Delta \log(MA_{t-1}^{US,Number}) - 1.345^{***} \cdot \Delta \log(MA_{t-1}^{US,Value}) + 0.027 \cdot \\ &\cdot \Delta Unemployment_{t-1} + 0.985^* \cdot \Delta \log(SP500_{t-1}) + 0.222^* \cdot \Delta TBill_{t-1} \\ &- 0.080 \cdot \Delta Bond10Y_{t-1} + 0.030 \cdot \Delta CPI_{t-1} - 0.273 \cdot \Delta \log(MA_{t-2}^{US,Number}) \\ &- 1.657^{***} \cdot \Delta \log(MA_{t-2}^{US,Value}) + 0.040 \cdot \Delta Unemployment_{t-2} + 2.086^{***} \\ &\cdot \Delta \log(SP500_{t-2}) + 0.168 \cdot \Delta TBill_{t-2} - 0.048 \cdot \Delta Bond10Y_{t-2} - 0.015 \\ &\cdot \Delta CPI_{t-2} - 0.145 \cdot \Delta \log(MA_{t-3}^{US,Number}) - 1.811^{***} \cdot \Delta \log(MA_{t-3}^{US,Value}) \\ &+ 0.045 \cdot \Delta Unemployment_{t-3} + 2.532^{**} \cdot \Delta \log(SP500_{t-3}) + 0.374^{**} \\ &\cdot \Delta TBill_{t-3} - 0.181 \cdot \Delta Bond10Y_{t-3} + 0.018 \cdot \Delta CPI_{t-3} + \varepsilon_t^{(2)} \end{aligned}$$

**Nota:** \*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$ ; ;  $p < 0.1$ ; Sin marca:  $p \geq 0.1$

El valor total también exhibe un patrón autorregresivo claro (-1,345; -1,657; 1,811), en este caso, y al contrario que en las demás ecuaciones, se rompe el patrón autorregresivo en el tercer rezago, que contiene un valor positivo. Esto sugiere una dinámica de impulso o un efecto de refuerzo en ese horizonte temporal, a diferencia del comportamiento de reversión observado en los rezagos anteriores.

Al contrario que en el caso de R.U., existen otras variables que explican el valor total de las operaciones en EE.UU. que no sean el propio valor en su ecuación dinámica, en este caso, vemos como el S&P500 es el segundo predictor más potente, con un efecto creciente desde +0,985 en el rezago 1 hasta +2,532 en el rezago 2 (con el mayor nivel de significación frente a los otros dos rezagos) y +0,374 en el rezago 3, lo que indica que los periodos de auge bursátil impulsan transacciones más grandes. De nuevo, los bonos del tesoro americano a tres meses

aparecen como una variable significativa y positiva, pero solo en el primer y tercer rezago. Esta ecuación posee un coeficiente  $R^2 = 0,7639$ .

### 4.3.3 Relaciones de largo plazo estimadas del VECM

Las relaciones de largo plazo estimadas se presentan en formato tabular en lugar de mostrarse únicamente como vectores cointegrados. Esta elección tiene como objetivo facilitar la comprensión de los resultados del modelo y resaltar qué variables muestran relaciones estadísticamente significativas en el equilibrio estructural.

Además, las ecuaciones han sido expresadas en forma normalizada, lo que implica que la variable dependiente (ya sea el número o el valor de las operaciones de M&A) se ha reescalado, permitiendo así interpretarla en función del resto de las variables endógenas del sistema. Este formato, complementado con la presentación en tabla, favorece la interpretación económica del modelo, ya que, permite observar cómo las variables explicativas influyen sobre la variable objetivo en condiciones de equilibrio de largo plazo.

Cabe señalar que estas tablas no corresponden directamente al test de cointegración de Johansen, sino que derivan de las relaciones estimadas tras ajustar el modelo VECM. En concreto, representan las combinaciones lineales estacionarias (vectores  $\beta$ ) obtenidas mediante una estimación en OLS, aplicando una normalización sobre la variable dependiente y utilizando las series del sistema VAR subyacente, estas estimaciones se apoyan en la propiedad de cointegración, evitando regresiones espurias, ya que las combinaciones lineales son estacionarias. Esta práctica es común en la literatura aplicada, ya que permite evaluar la significación estadística de cada variable dentro del espacio cointegrado, de otra forma, solo podríamos presentar una matriz de valores con baja interpretabilidad por el lector. (Gonzalo, 1992); (Campos et al., 2005); (Engle & Granger, 1987); (Johansen, 1995)

Tabla 4: Relaciones a largo plazo estimadas – R.U. (M&A Número dependiente)

Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor t	p-valor	IC al 95%
(Intercepto)	2.2375***	0.56	3.97	0.00	[1.123, 3.352]
M&A (R.U.) – Valor	0.1178***	0.02	6.23	0.00	[0.0804, 0.1551]
Desempleo (R.U.)	-0.0468***	0.01	-4.63	0.00	[-0.0667, -0.0268]
FTSE 100 (Cierre)	0.4938***	0.06	7.65	0.00	[0.3661, 0.6215]
LIBOR 3M	0.0037	0.01	0.39	0.70	[-0.0152, 0.0226]
Bono 10A (R.U.)	0.0224	0.01	1.50	0.14	[-0.0071, 0.052]
IPC (R.U.)	0.0368**	0.02	2.43	0.02	[0.0069, 0.0668]

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

En esta primera tabla se observan varias relaciones positivas y significativas que influyen en el número total de fusiones y adquisiciones en R.U. a largo plazo. Destaca el valor total de las operaciones de M&A con significatividad y coeficiente positivo, coincidiendo con los hallazgos a corto plazo de la Ecuación 3.

El índice bursátil FTSE100 también muestra un efecto significativo y positivo, lo que apoya la teoría de que la euforia bursátil incentiva las decisiones de adquisición, también a largo plazo, conclusiones ya anticipadas por los autores Harford (2005) y Emiru y Weisblatt (2025).

La tasa de desempleo muestra una relación significativa negativa, esto nos indica que, a menor desempleo, mayor número de operaciones a largo plazo, esto nos lleva a matizar que el desempleo juega un papel más estructural, ya que presenta más significación en esta ecuación que en la Ecuación 3. Esto se plantea en la revisión literaria realizada por Xie et al. (2017), en la cual se destaca el rol del ciclo económico a la hora de predecir la actividad estructural de fusiones y adquisiciones. También se halla en concordancia con los resultados del estudio de Emiru y Weisblatt (2025), quienes encuentran que tanto el desempleo como otras variables cíclicas desempeñan un papel estructural clave a la hora de explicar la actividad de M&A.

El IPC, aunque con menor grado de significatividad estadística, también se halla representado en el nivel del 5%, con un sorprendente coeficiente positivo. Esto puede interpretarse como una manifestación de que un entorno inflacionario puede darse favorable a las adquisiciones, en determinadas condiciones.

Este patrón ya ha sido observado por Boateng et al. (2014) y Antunes Ferreira y Rodrigues (2017). En ambos estudios incorporan el IPC como variable explicativa del M&A en R.U., por una parte, Boateng et al. (2014) comenta que un incremento de la inflación puede señalar un sobrecalentamiento de la economía, lo que fuerza a algunas firmas a expandirse a través de adquisiciones para poder ganar cuota de mercado y cubrirse de riesgos relacionados con las presiones inflacionarias sobre sus márgenes de beneficio; mientras, Antunes Ferreira y Rodrigues usa el IPC como un proxy para la incertidumbre macroeconómica y las expectativas de subida de precios.

No obstante, es importante apuntar que la relación entre la inflación y el M&A puede no ser del todo lineal en todos los contextos, esto quiere decir que, en entornos de gran inflación o de inflación muy volátil, el efecto positivo podría revertirse debido a un incremento desmesurado de la incertidumbre.

Tabla 5: Relaciones a largo plazo estimadas – R.U. (M&amp;A Valor dependiente)

Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor t	p-valor	IC al 95%
(Intercepto)	-10.6715***	2.20	-4.85	0.00	[-15.0218, -6.3212]
M&A (R.U.) – N.º	1.8862***	0.30	6.23	0.00	[1.2876, 2.4848]
Desempleo (R.U.)	0.0311	0.04	0.72	0.47	[-0.0547, 0.1169]
FTSE 100 (Cierre)	0.2278	0.31	0.74	0.46	[-0.3821, 0.8377]
LIBOR 3M	0.06	0.04	1.58	0.12	[-0.0151, 0.1352]
Bono 10A (R.U.)	-0.0704	0.06	-1.17	0.24	[-0.1891, 0.0484]
IPC (R.U.)	-0.0748	0.06	-1.21	0.23	[-0.1967, 0.0471]

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Las relaciones a largo plazo estimadas sobre el valor de operaciones totales arrojan diferencias con las dinámicas a corto plazo de la Ecuación 4. El número de operaciones de M&A se presenta como la única variable estadísticamente significativa del modelo. Este resultado implica que, en promedio, tras los periodos con mayor volumen transaccional también se concentrarán operaciones de mayor tamaño económico de manera estructural. Esta relación entre frecuencia y valor agregado ya se ha discutido anteriormente y ha sido apuntada desde otro enfoque metodológico por Cartwright y Schoenberg (2006).

En el mismo sentido, estudios como el de Rosengren et al. (1987) también documentan cómo durante la ola de fusiones de los años ochenta en EE.UU., los incrementos en el número de transacciones se veían acompañados por transacciones cada vez más grandes. Si bien estos estudios se centran en otros mercados, podemos extrapolar sus conclusiones a la realidad británica cuando se observan fases de expansión o reestructuración estratégica.

El resto de las variables explicativas como el FTSE100, la tasa de paro, el LIBOR a 3 meses, los bonos del tesoro británicos a 10 años o el IPC no presentan una gran significatividad estadística en nuestra relación de cointegración. Algunas de estas variables mostraron significatividad en el modelo que trata de explicar la actividad. Esto refuerza la idea de que, en R.U., el motor estructural del valor agregado de las operaciones es la cantidad de estas, y las variables macroeconómicas seleccionadas no parecen tener impacto en el valor de las transacciones a largo plazo.

Esto no implica que el contexto macro no tenga importancia para explicar el valor total de las operaciones, sino que puede que su impacto sea más pronunciado en el corto plazo o de forma indirecta a través de la influencia que ejerce sobre la toma de decisión de iniciar operaciones, más que sobre el tamaño económico de las mismas. Este matiz ha sido también añadido por Gugler et al. (2012), quienes advierten que *“las condiciones macroeconómicas*

*influyen más en el momento y en la cantidad de operaciones de M&A que en el valor de estas*". Esto nos indica que para encontrar qué variables pueden influir en el valor del M&A total en una economía tal vez debamos movernos del entorno macro hacia otras posibles explicaciones.

En definitiva, esta relación confirma que la intensidad de la actividad transaccional, más que las condiciones coyunturales, es el principal determinante estructural del valor total de las operaciones de fusiones y adquisiciones en R.U. a largo plazo.

Tabla 6: Relaciones a largo plazo estimadas – EE.UU. (M&A Número dependiente)

Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor t	p-valor	IC al 95%
(Intercepto)	4.3023***	0.41	10.57	0.00	[3.497, 5.1075]
M&A (EE. UU.) – Valor	0.1173***	0.03	4.68	0.00	[0.0677, 0.1669]
Desempleo (EE. UU.)	-0.005	0.00	-1.45	0.15	[-0.0119, 0.0018]
S&P500 (Cierre)	0.423***	0.05	9.02	0.00	[0.3303, 0.5157]
T-Bill 3M	0.0269**	0.01	2.02	0.04	[0.0006, 0.0531]
Bono 10A (EE. UU.)	0.0004	0.02	0.02	0.99	[-0.0431, 0.0439]
IPC (EE. UU.)	-0.0124	0.02	-0.66	0.51	[-0.0496, 0.0248]

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Continuamos con la relación que descompone la variación del número de operaciones de M&A en EE.UU. a lo largo del tiempo en función de las variables macro de nuestro modelo.

De las variables introducidas en el modelo, tres presentan una relación significativa en el largo plazo, estas son: el valor total de las operaciones, el índice bursátil S&P500, y el rendimiento de los bonos del tesoro a 3 meses. El valor total de las operaciones de M&A muestra que los años con operaciones de mayor tamaño también son los años con el mayor número de operaciones, cómo se ha indicado anteriormente, los autores Rosengren et al. (1987), Cartwright y Schoenberg (2006) y Luypaert y Huyghebaert (2007) ya han hablado de este fenómeno desde enfoques metodológicos distintos.

En segundo lugar, el índice bursátil S&P500 presenta también un efecto positivo y significativo, con un coeficiente de 0,423 lo que confirma la hipótesis de la *sobrevaloración relativa* propuesta por Harford (2005), quien afirma que los periodos de euforia bursátil generan incentivos para que las empresas puedan utilizar sus acciones sobrevaloradas como medio de pago en acciones para realizar adquisiciones. De forma similar, Choi y Jeon (2011) emplean un VAR cointegrado en el que encuentran una influencia significativa de las condiciones bursátiles en la actividad de M&A en EE.UU., lo que respalda empíricamente este resultado.

El rendimiento de los bonos del tesoro a 3 meses es también una variable significativa con un efecto positivo, aunque, al igual que con el IPC en R.U., estos solo cuentan con el 5% de significatividad. Este resultado es realmente interesante ya que, tradicionalmente se asume que un entorno de tipos bajos favorece la financiación de las adquisiciones. Sin embargo, en este caso, la relación positiva podría estar capturando expectativas de crecimiento, es decir, en aquellos momentos en los que la reserva federal sube los tipos como consecuencia de un recalentamiento de la economía, las empresas buscan acelerar sus planes de inversión antes de que los tipos suban todavía más. Este matiz sólo ha sido discutido por Gugler et al. (2012), quienes advierten de que las condiciones financieras pueden anticipar ajustes estratégicos, y que los tipos de interés no solo reflejan  $k_e$  sino también señales de confianza en el ciclo económico.

Estas consecuencias necesitan muchos matices, los cuáles exploraremos de mejor manera en el apartado de Interpretación económica de los resultados.

Tabla 7: Relaciones a largo plazo estimadas – EE.UU. (M&A Valor dependiente)

Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor t	p-valor	IC al 95%
(Intercepto)	-3.5321**	1.72	-2.06	0.04	[-6.9298, -0.1344]
M&A (EE. UU.) – N.º	1.1826***	0.25	4.68	0.00	[0.6829, 1.6823]
Desempleo (EE. UU.)	-0.0282***	0.01	-2.61	0.01	[-0.0496, -0.0069]
S&P500 (Cierre)	0.0615	0.19	0.33	0.74	[-0.3105, 0.4335]
T-Bill 3M	0.0034	0.04	0.08	0.94	[-0.0812, 0.088]
Bono 10A (EE. UU.)	-0.0623	0.07	-0.89	0.37	[-0.1999, 0.0754]
IPC (EE. UU.)	0.0001	0.06	0.00	1.00	[-0.1181, 0.1183]

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Por último, nuestra cuarta tabla de ecuaciones de cointegración muestra resultados divergentes con los del modelo de valor de R.U., lo que sugiere una dinámica diferente en los determinantes estructurales del valor de las operaciones de M&A en EE.UU.

La variable más significativa es, una vez más, el número total de operaciones, al igual que ocurría con las relaciones a largo plazo en R.U. Llama la atención que, en contraste con el modelo británico, la tasa de desempleo sí explica el valor de las operaciones totales de M&A. El desempleo presenta una relación negativa, al igual que ocurría con la actividad de M&A en R.U. Esta conclusión no es nueva, aparece en línea con los planteamientos expuestos en la revisión literaria de Xie et al. (2017), quienes argumentan que el desempleo refleja el pulso macroeconómico de un país, afectando de manera directa a la confianza en la economía y por lo tanto a la probabilidad de acometer grandes inversiones.

#### 4.3.4 Matriz de velocidad de ajuste ( $\alpha$ )

Una vez estimadas nuestras ecuaciones de cointegración, pasamos a analizar las matrices de velocidad de ajuste. Como se observaba en la Ecuación 2: Expresión del VECM, la matriz  $\alpha$  multiplica a la matriz  $\beta$ . El nombre alude a su función en el modelo, estas matrices nos indican la velocidad a la que las variables del modelo se ajustan (si es que se ajustan) tras un shock. De acuerdo con Johansen y Juselius, mide la fuerza de los mecanismos de corrección ante un desequilibrio capturado en cada uno de los términos de corrección de error (ECTs). Los ECTs corresponden con las relaciones de cointegración previamente estimadas, es decir, combinaciones lineales estacionarias de las variables endógenas en niveles, y no variables exógenas añadidas al sistema (R. Engle y Granger, 1987; Johansen y Juselius, 1990; Lütkepohl et al., 2005).

La significación estadística de estos coeficientes permite identificar cuáles reaccionan significativamente ante desviaciones. En este contexto, los signos negativos nos indican una corrección efectiva del “shock” o desequilibrio, es decir, si la variable se desvía de su equilibrio, tenderá a ajustarse para volver al mismo (Johansen y Juselius, 1990). A su vez, Kilian y Lütkepohl (2017) indican que la interpretación de estos coeficientes se realiza tanto en función de su magnitud como de su signo: cuanto mayor es el valor absoluto del coeficiente, más rápidamente se ajusta la variable; el signo indica si es un ajuste desestabilizador (signo positivo) o estabilizador (signo negativo).

Por lo tanto, un coeficiente negativo indicará una corrección del desequilibrio, que se realiza a través de un proceso de retroalimentación estabilizadora. Es decir, si el sistema se encuentra por encima del equilibrio, la variable tenderá a disminuir en el siguiente período, y si está por debajo, tenderá a aumentar. Esto es precisamente el comportamiento habitual de los sistemas de corrección de errores, reflejando como algunas cointegraciones contribuyen a la estabilización del modelo entorno al equilibrio de largo plazo (R. Engle y Granger, 1987). Por el contrario, un coeficiente positivo indica que la cointegración se mueve en la misma dirección que el desequilibrio, amplificándolo.

En nuestro sistema de cointegración de 7 variables aparecen en total 6 relaciones de cointegración

Tabla 8: Coeficientes de ajuste  $\alpha$  - Actividad de M&A UK

ECT	Estimate	Std. Error	Signif.
ect1	-2.197	0.293	***
ect2	0.262	0.074	***
ect3	-0.098	0.042	*
ect4	0.916	0.355	*
ect5	-0.013	0.041	
ect6	-0.022	0.057	

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

El número total de operaciones de M&A en el Reino Unido muestra sensibilidad y mecanismos de ajuste significativos ante los desequilibrios del sistema de cointegración. El ECT1 muestra un coeficiente negativo significativo y de gran magnitud ( $-2.197$ ), lo que indica que esta relación de cointegración actúa como un mecanismo corrector fuerte y estabilizador frente a los desequilibrios reflejados en esa ecuación de cointegración concreta. ECT2 y ECT4 presentan coeficientes positivos y significativos. Esto sugiere que estas relaciones amplifican los desequilibrios descritos por esas dos relaciones, lo cual es característico de variables procíclicas que reaccionan en la misma dirección que las perturbaciones del sistema. ECT3 es también significativo, aunque con un valor negativo más moderado, indicando una corrección parcial frente a ese tipo concreto de desequilibrio.

El resto de los ECTs (ECT5 y ECT6) no muestran significatividad, por lo que no puede afirmarse que reaccionen ante desequilibrios.

Tabla 9: Coeficientes de ajuste  $\alpha$  - Valor de M&A UK

ECT	Estimate	Std. Error	Signif.
ect1	0.478	1.264	
ect2	-2.198	0.319	***
ect3	-0.317	0.183	.
ect4	2.601	1.532	.
ect5	0.038	0.176	
ect6	0.042	0.247	

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

El valor total de las operaciones de M&A en el Reino Unido también muestra sensibilidad ante ciertos desequilibrios estructurales: ECT2 presenta un coeficiente negativo significativo ( $-2.198$ ), lo que indica que esta corrige activamente los desequilibrios representados por esa ecuación de cointegración. ECT3 y ECT4 son marginalmente significativos ( $p < 0.1$ ), con

coeficientes de signo opuesto. En especial, ECT4 tiene un valor positivo elevado (2.601), que indica que esta relación podría estar amplificando los desequilibrios en lugar de corregirlos.

El resto de los ECTs no presentan significatividad estadística, lo que implica que el valor de las operaciones no muestra una respuesta clara frente a esos desequilibrios.

Tabla 10: Coeficientes de ajuste  $\alpha$  - Actividad de M&A US

ECT	Estimate	Std. Error	Signif.
ect1	-1.624	0.294	***
ect2	0.080	0.095	
ect3	0.000	0.010	
ect4	0.965	0.243	***
ect5	0.030	0.034	
ect6	-0.035	0.050	

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

En el caso de EE. UU., la variable número de M&A responde significativamente ante dos ECTs, el ECT1 tiene un coeficiente negativo elevado y significativo (-1.624), lo que indica un comportamiento corrector y estabilizador ante los desequilibrios captados por esta ecuación de cointegración. ECT4 muestra un coeficiente positivo y también significativo (0.965), lo que sugiere que esta relación de cointegración amplifica esos desequilibrios, posiblemente reflejando una respuesta procíclica ante perturbaciones específicas del sistema.

El resto de los ECTs no son significativos, por lo que no se evidencia respuesta ante esos desequilibrios.

Tabla 11: Coeficientes de ajuste  $\alpha$  - Valor de M&A US

ECT	Estimate	Std. Error	Signif.
ect1	-0.749	1.080	
ect2	-1.707	0.349	***
ect3	-0.006	0.037	
ect4	3.176	0.893	***
ect5	0.046	0.124	
ect6	-0.084	0.183	

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Finalmente, en la ecuación donde el valor total de M&A es la variable dependiente, se observa que el ECT2 muestra un coeficiente negativo y significativo (-1.707), indicando que esta relación de cointegración actúa como mecanismo de corrección ante ese desequilibrio estructural específico. ECT4, por el contrario, presenta un coeficiente positivo y significativo (3.176), lo que sugiere un comportamiento amplificador del desequilibrio.

Los restantes ECTs no presentan significación estadística, por lo que no pueden atribuirse efectos de corrección ni amplificación.

#### 4.4 Análisis dinámico del modelo

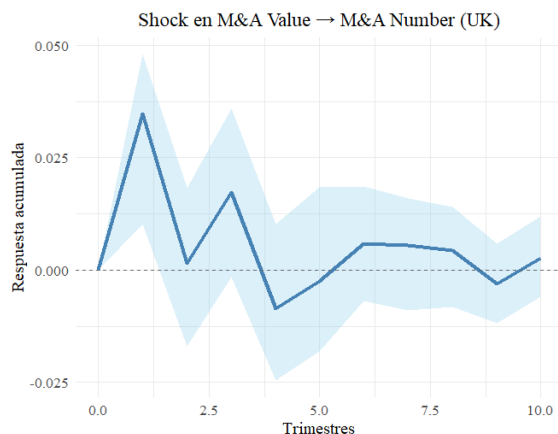
Una vez estimados y validados los modelos VECM para R.U. y EE.UU., complementaremos el entendimiento de nuestros modelos con herramientas fundamentales en la econometría de series temporales: las funciones de impulso-respuesta (IRF, por sus siglas en inglés) y la descomposición de la varianza de los errores de predicción (FEVD, por sus siglas en inglés).

##### 4.4.1 Funciones Impulso-Respuesta (IRF)

Las funciones impulso-respuesta permiten cuantificar el impacto de un shock exógeno en una variable sobre el resto de las variables endógenas del sistema, manteniendo constantes las demás condiciones (*ceteris paribus*). Este análisis es especialmente útil para modelos VECM, ya que no solo permite analizar la dirección, magnitud y duración de la respuesta dinámica, sino que también posibilita capturar todos los efectos a corto y largo plazo (Kilian y Lütkepohl, 2017; Lütkepohl et al., 2005).

A continuación, se muestran las 10 IRFs más relevantes de los modelos. Todos los gráficos reportan los efectos acumulados a lo largo de 10 trimestres. Solo se estiman los shocks en aquellas variables que resultaron ser significativas en el apartado de Dinámica de corto plazo ( $\Gamma_i \Delta Y_{t-i}$ ).

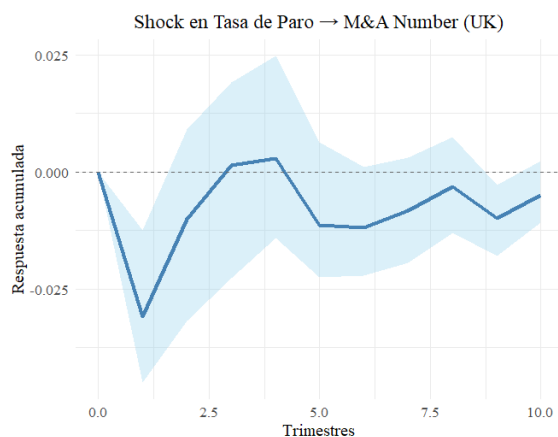
Ilustración 3: Shock en M&A Value -> M&A Number (UK)



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

El shock positivo en el valor de las operaciones de M&A provoca un incremento inmediato y significativo en el número de transacciones en R.U. El efecto alcanza su punto máximo en el primer trimestre y comienza a descender de manera gradual, pero con pequeños rebotes cada medio trimestre, a partir del séptimo trimestre podemos decir que el efecto se disipa. Este patrón señala una relación de retroalimentación, donde un mayor valor transaccional incentiva temporalmente la actividad de fusiones y adquisiciones, aunque el efecto no perdura en el largo plazo.

Ilustración 4: Shock en Tasa de Paro -> M&A Number (UK)

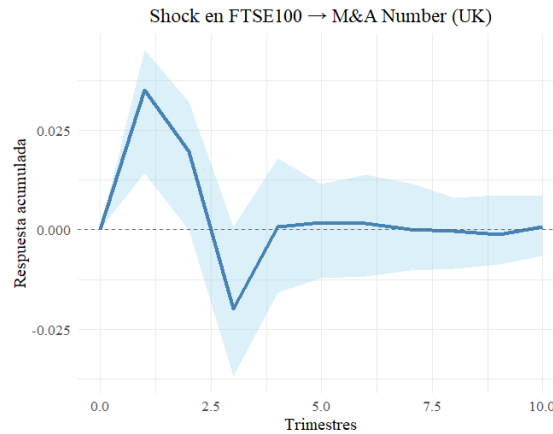


**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

Un aumento inesperado en la tasa de desempleo genera una caída significativa en el número de operaciones de M&A durante los dos primeros trimestres, a partir de este punto de inflexión, podemos observar una reversión parcial de los efectos de este shock. Este resultado refleja una sensibilidad negativa de la actividad de M&A en R.U. ante el deterioro del mercado

laboral, probablemente por el aumento de la incertidumbre y la contracción de las expectativas empresariales.

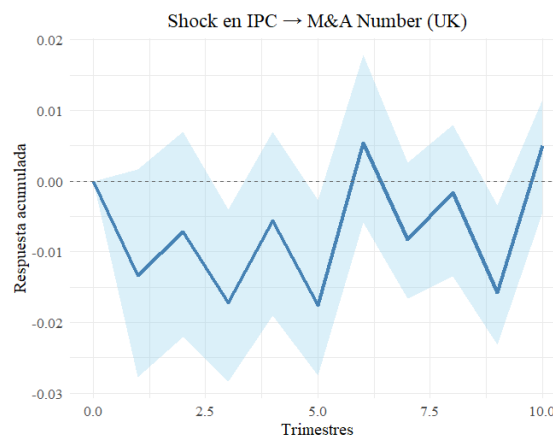
Ilustración 5: Shock en FTSE100 -> M&A Number (UK)



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

El shock positivo en el índice FTSE100 produce inicialmente un incremento en el número de operaciones de M&A, lo que sugiere un efecto riqueza o de confianza empresarial. Sin embargo, podemos ver como este impacto se revierte de manera significativa en el tercer trimestre, esto nos indica cómo la euforia bursátil inicial no siempre se traduce en decisiones sostenidas de inversión corporativa. A partir del quinto trimestre, el efecto se ha estabilizado por completo.

Ilustración 6: Shock en IPC -> M&A Number (UK)

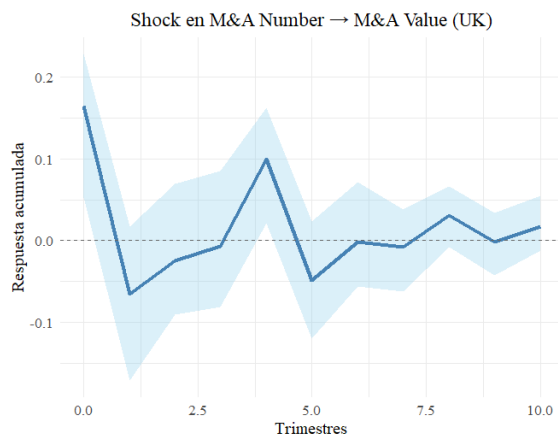


**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

El impacto de un shock en el índice de precios al Consumidor (IPC) sobre la actividad de M&A es oscilante y estadísticamente insignificante durante la mayor parte del horizonte

analizado. La respuesta acumulada alterna entre valores positivos y negativos, sin una tendencia clara. Esto sugiere que, en R.U., la inflación no desempeña un papel sistemático relevante sobre el número de operaciones de M&A.

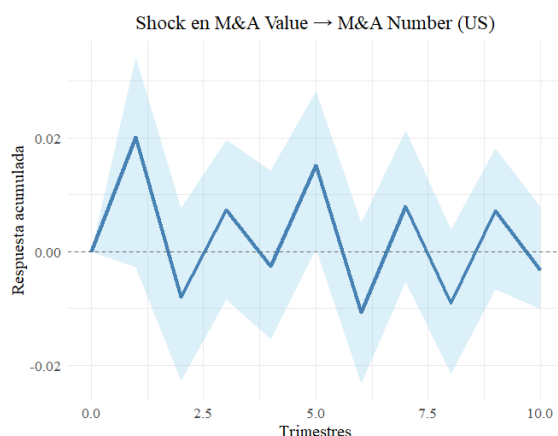
Ilustración 7: Shock en M&A Number -> M&A Value (UK)



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

El aumento del número de operaciones genera un impacto positivo y significativo en el valor total de las transacciones, especialmente en los primeros cuatro trimestres. No obstante, el efecto pierde intensidad a medio plazo y se estabiliza finalmente hacia el horizonte de los 10 trimestres. Esto podría indicar que, aunque un mayor volumen de operaciones se traduce inicialmente en mayor valor agregado, esta relación se modera con el tiempo, posiblemente por la inclusión de operaciones de menor tamaño.

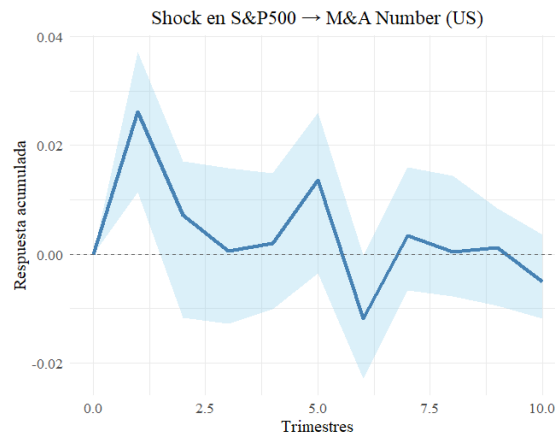
Ilustración 8: Shock en M&A Value -> M&A Number (US)



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

En el caso estadounidense, un shock en el valor de M&A produce una respuesta oscilante en el número de operaciones, sin una tendencia acumulativa clara ni una significatividad estadística destacada. La trayectoria alterna entre fases expansivas y contractivas, lo que nos sugiere que el valor de las operaciones no anticipa de forma consistente un mayor dinamismo en el número de transacciones.

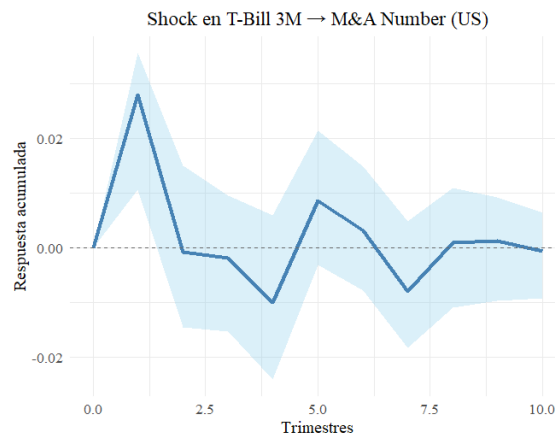
Ilustración 9: Shock en SP500 -> M&A Number (US)



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

Un shock positivo en el índice S&P500 tiene un impacto inmediatamente positivo sobre el número de operaciones de M&A, un máximo en el segundo trimestre. Sin embargo, ese efecto se disipa con rapidez y presenta cierta reversión posterior. El resultado es similar al encontrado en R.U. y respalda la hipótesis de que los mercados bursátiles alcistas pueden incentivar de manera temporal la actividad de M&A mediante mejoras en la valoración de empresas y una mayor confianza inversora.

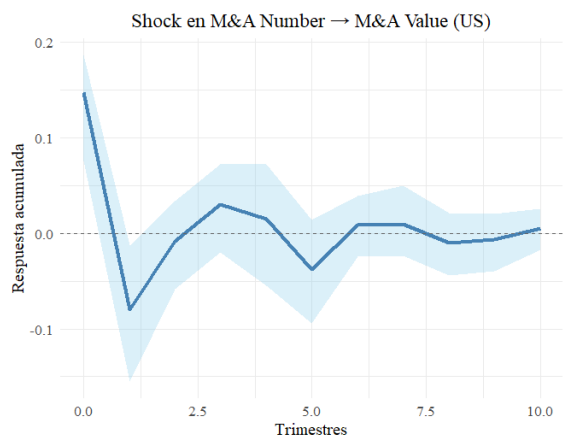
Ilustración 10: Shock en T-Bill 3M -> M&A Number (US)



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

El shock positivo en los rendimientos de los bonos del tesoro americanos a 3 meses genera una reacción inicialmente positiva, aunque seguida de oscilaciones y rápida convergencia a cero. La falta de persistencia del impacto acumulado indica que los movimientos en tipos de interés de corto plazo no tienen un efecto sostenido sobre la cantidad de operaciones de M&A en este marco temporal.

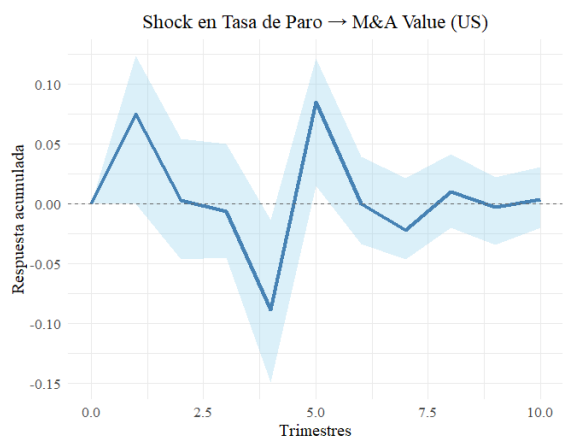
Ilustración 11: Shock en M&A Number -> M&A Value (US)



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

El aumento en el número de operaciones de M&A en EE.UU. genera un impacto inicialmente positivo sobre el valor agregado de las transacciones. Sin embargo, este efecto es moderado y se desvanece rápidamente, con oscilaciones que indican un bajo grado de persistencia. Estos resultados sugieren una relación débil entre el volumen de operaciones y el valor total en el contexto estadounidense.

Ilustración 12: Shock en Tasa de Paro -> M&A Value (US)



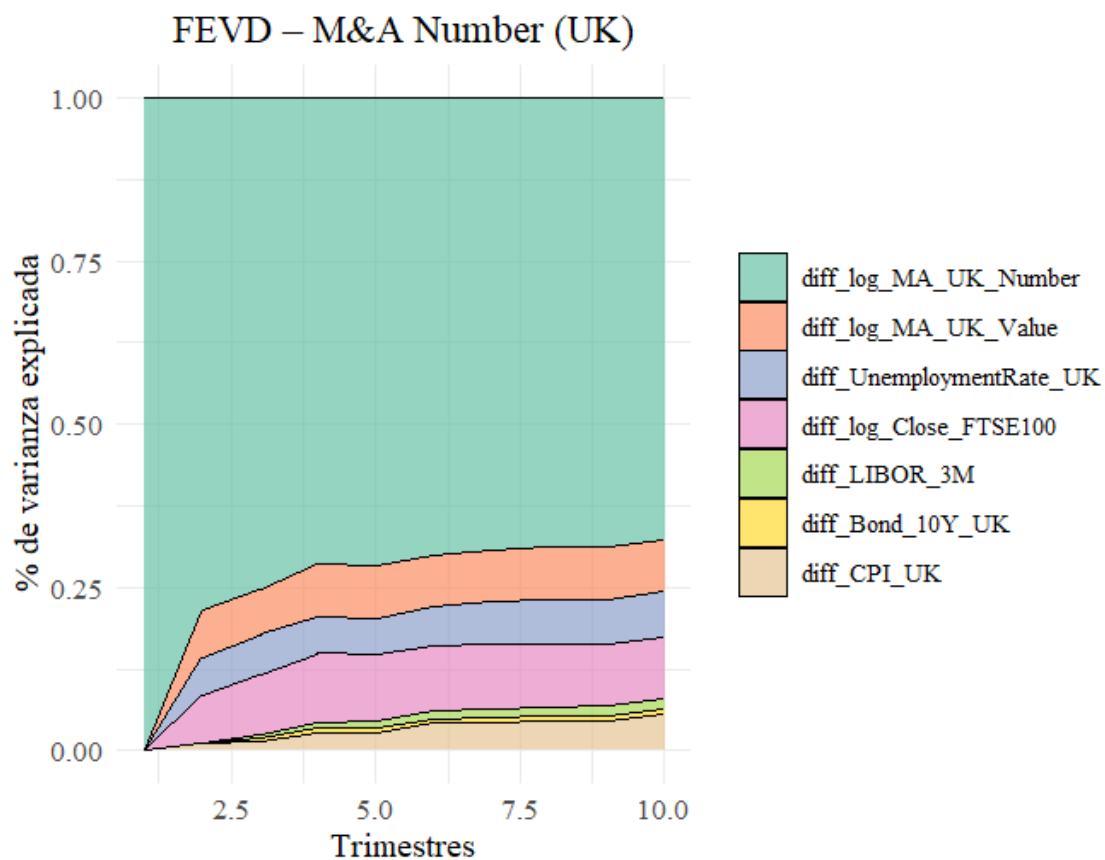
**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

El impacto de un aumento en la tasa de desempleo sobre el valor de las operaciones de M&A muestra una respuesta en forma de “V”, con una caída en el tercer trimestre seguida de un repunte fuerte en el quinto. Esta dinámica puede reflejar una reasignación de activos en contextos de ajuste económico, donde las oportunidades de adquisición aumentan tras una fase de estrés en el mercado laboral. A pesar de su intensidad, el efecto no es estadísticamente robusto en todos los trimestres.

#### 4.4.2 Descomposición de la varianza

La descomposición de la varianza de los errores de predicción (FEVD) permite cuantificar la proporción de la varianza de la varianza de cada variable endógena explicada por shocks estructurales del sistema, a lo largo del horizonte temporal analizado. En este caso, analizamos los resultados de las cuatro especificaciones VECM desarrolladas. De esta manera podemos observar qué variables contribuyen a explicar la variabilidad de las variables dependientes.

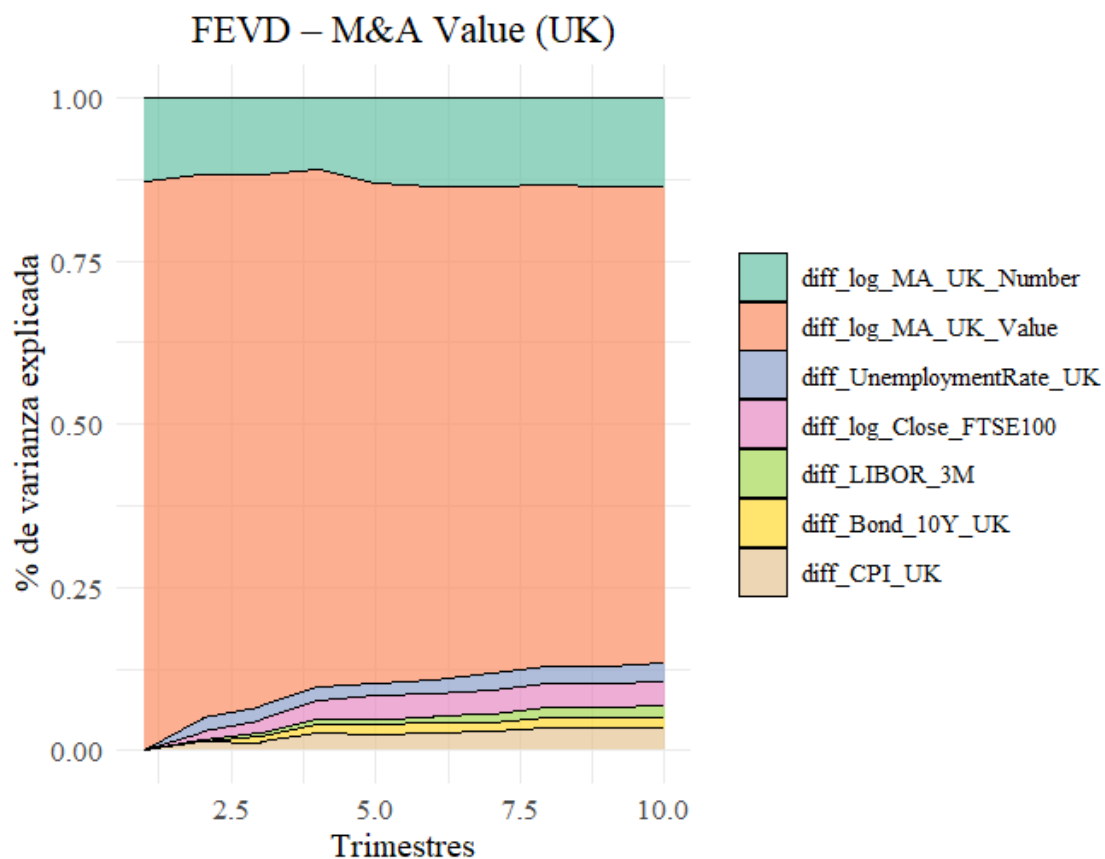
Ilustración 13: FEVD - M&A Number (UK)



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

En el modelo de R.U. observamos que el número de operaciones de M&A es explicado principalmente por su propia inercia (más del 80% de la varianza), pero otras variables comienzan a ganar relevancia a partir del tercer trimestre. En concreto, los shocks en el FTSE100 y en la tasa de desempleo explican aproximadamente un 6% y un 5% respectivamente al final del horizonte, seguidos por el valor total de las operaciones de M&A y, en menor medida, el IPC, el LIBOR a 3 meses y los bonos a 10 años. Estos resultados refuerzan las conclusiones extraídas de las IRFs, donde el índice bursátil y la actividad económica presentaban efectos significativos a corto plazo.

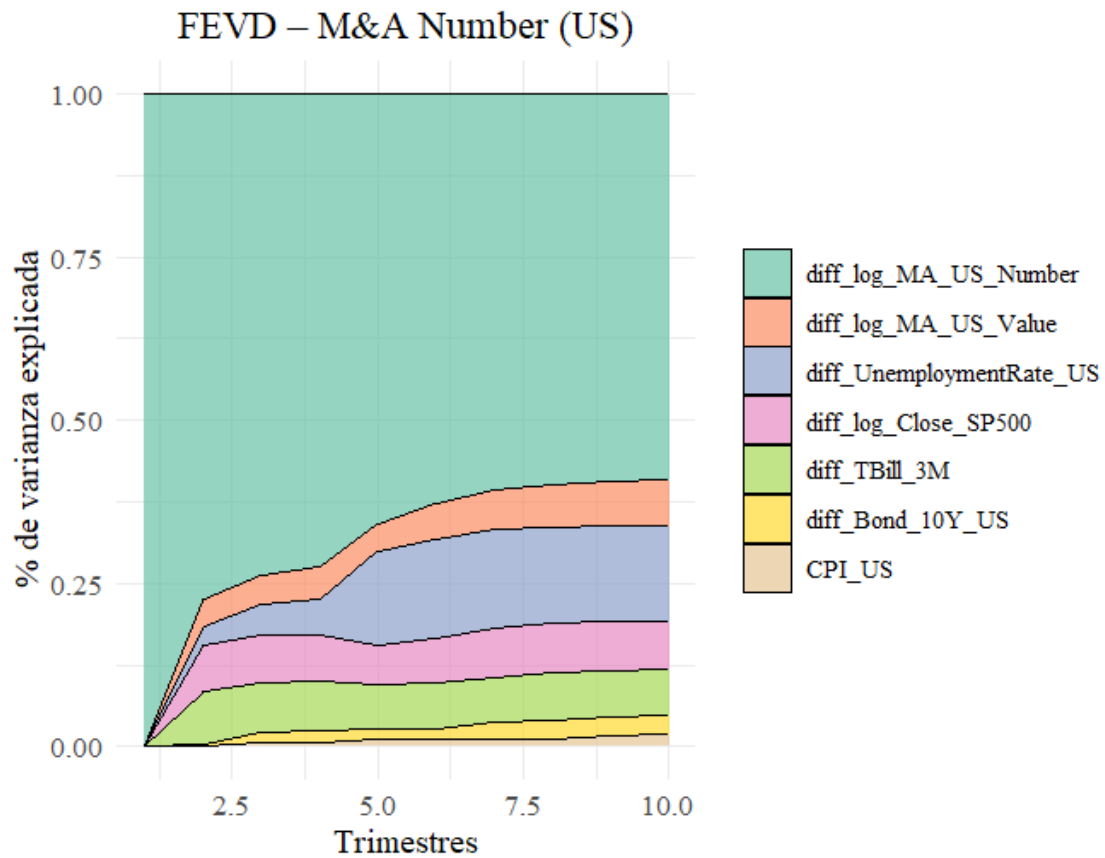
Ilustración 14: FEVD - M&A Value (UK)



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

Por su parte, en el modelo con M&A Value como variable dependiente se aprecia un patrón que será común en ambos países: el número de operaciones de M&A explica entre un 15% y un 20% de la varianza del valor total de las operaciones, mientras que el resto de las variables contribuyen de manera muy marginal. En el caso concreto del R.U., destaca nuevamente el FTSE100 con alrededor de un 4%.

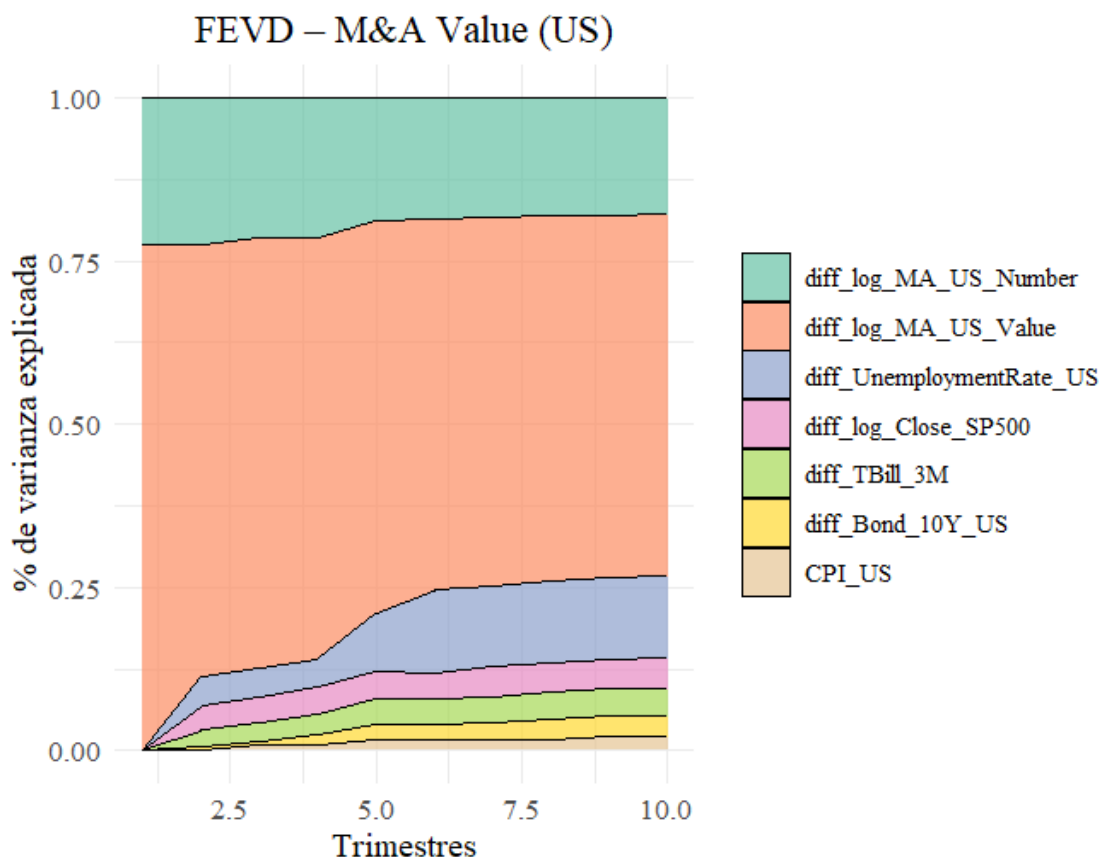
Ilustración 15: FEVD - M&A Number (US)



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

En EE.UU., la descomposición de la varianza para el número de operaciones revela una mayor relevancia relativa de las variables exógenas. La tasa de desempleo explica alrededor del 10% de la varianza a partir del sexto trimestre, mientras que el S&P500 alcanza en torno al 6%. El bono del tesoro a 3 meses, aunque con un patrón similar en las IRFs, tiene un peso inferior, lo que justifica su menor protagonismo en la discusión principal. En relación con R.U., el modelo estadounidense presenta una sensibilidad mayor a las condiciones macro y financieras externas.

Ilustración 16: FEVD - M&A Value (US)



**Fuente:** Elaboración propia con datos obtenidos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Análisis realizado en R.

Al igual que en el modelo de con variable dependiente el valor de las operaciones en R.U., el modelo estadounidense nos indica que en torno a un 20% de la varianza del valor total de las operaciones es explicado por el número total de estas, mientras, a excepción de la tasa de desempleo, que llega a representar un 7% y del precio de cierre del S&P500, con un 5%, las demás variables hacen aportaciones marginales.

#### 4.5 Validación del Modelo

Al igual que se ha realizado con los apartados referentes a las estadísticas descriptivas, las pruebas ADF y las pruebas de selección de lags, hemos decidido introducir la validación del modelo, es decir, las pruebas de Portmanteau, ARCH y Jarque-Bera en el Anexo 4. En él comprobamos que nuestro modelo se ajusta y pasa las pruebas de adecuación econométricas de las que se habla en el apartado Revisión metodológica.

## 4.6 Interpretación económica de los resultados

### 4.6.1 Comparativa con estudios previos

Los resultados obtenidos en las ecuaciones de cointegración y el análisis dinámico de nuestros modelos VECM muestran, en términos generales, una elevada consonancia con la literatura previa, aunque también nos permiten identificar ciertas divergencias que enriquecen la discusión.

En primer lugar, el hecho de que el número total de operaciones de M&A sea el principal determinante del valor agregado de las fusiones a largo plazo, tanto en R.U. como en EE.UU., coincide con lo encontrado por Cartwright y Schoenberg (2006), quienes argumentan que, durante las fases de auge transaccional, también aumenta el tamaño promedio de las operaciones. Este patrón es respaldado igualmente por Rosengren et al. (1987), quienes documentan este fenómeno en las olas de fusiones y adquisiciones estadounidenses durante los ochenta. Además, guarda relación con el enfoque conductual y la teoría de “sillas musicales” de Garita & Van Marrewijk (2007).

Nuestros resultados refuerzan así la hipótesis de que el volumen de actividad actúa como motor estructural del valor agregado, dicho de otra manera, aquellos momentos más proclives a la actividad de fusiones y adquisiciones son también los momentos en los que más mega transacciones ocurren, nuestro trabajo añade el matiz de que esta influencia se divisa a largo plazo pero no a corto plazo como se desprende de las diferencias de significación de las variables entre las ecuaciones dinámicas y las relaciones de largo plazo.

En el caso británico, la significatividad del índice FTSE100 como variable explicativa del número de operaciones coincide con los hallazgos de Harford (2005) y Boateng et al. (2014), quienes destacan el papel procíclico del mercado bursátil como catalizador de las decisiones de adquisición, en línea con las teorías conductuales sobre las fusiones y adquisiciones. Este mismo fenómeno se observa en el modelo de EE.UU., donde el S&P500 presenta un efecto positivo y significativo sobre la actividad de M&A, alineándose con la teoría de la sobrevaloración relativa de Harford (2005) y con los resultados obtenidos por Choi y Jeon (2011) mediante un modelo VAR cointegrado.

La tasa de desempleo aparece como un determinante estructural relevante en ambos países, para explicar el número de operaciones a largo plazo en R.U. y el valor de estas en EE.UU. Esta evidencia está recogida en la revisión bibliográfica de Xie et al. (2017), quienes afirman que

el desempleo refleja con precisión la confianza macroeconómica, afectando a las valoraciones y por lo tanto a las decisiones de inversión a gran escala.

Un hallazgo especialmente novedoso en nuestro modelo para EE.UU. es el efecto positivo del rendimiento de los bonos a 3 meses sobre el número de operaciones, esto contrasta con la literatura neoclásica y además parece contraintuitivo. Tradicionalmente, se encuentra una relación negativa entre los tipos de interés y la actividad de M&A (Becketti, 1986; Harford, 2005). No obstante, como apuntan Gugler et al. (2012), los tipos de interés también pueden interpretarse como señales de expectativas económicas: en contextos de subidas de tipos moderadas por parte de la FED, las empresas pueden interpretar estas medidas como indicios de crecimiento futuro, acelerando sus planes de inversión antes de que el coste de financiación aumente todavía más. Este enfoque, aunque poco tratado en estudios anteriores, otorga una nueva óptica interpretativa a los resultados que hemos obtenido, tal vez más enlazada con el enfoque conductual que con el neoclásico.

Por otra parte, la limitada capacidad explicativa de variables como el IPC o el bono del tesoro a 10 años en las ecuaciones sugiere que dichas variables tienen un papel tal vez más indirecto, lo cual es coherente con las conclusiones de Gugler et al. (2012) y de Röhrer et al. (2023), quienes sostienen que los determinantes macroeconómicos influyen más en el timing que en el volumen o el valor de las fusiones y adquisiciones.

Finalmente, es relevante señalar que, a diferencia del estudio de Emiru y Weisblatt (2025), nuestros modelos no presentan raíces complejas ni ciclos oscilantes prolongados en las funciones de impulso-respuesta, lo que puede explicarse por el horizonte temporal más acotado del que hemos dotado a nuestro modelo, la mayor frecuencia de observaciones (trimestrales en lugar de anuales) y la distinta composición de variables. Este contraste refuerza la idea de que las dinámicas de M&A están fuertemente condicionadas por el diseño metodológico y el periodo analizado, siendo por tanto necesarias aproximaciones múltiples para captar su complejidad.

En resumen, nuestros hallazgos validan gran parte de la literatura previa, pero también aportan nuevos matices sobre el rol de los tipos de interés a corto plazo, la estabilidad de los mecanismos de corrección y la heterogeneidad en la significatividad de las variables según el país y la variable objetivo, confirmando la utilidad del enfoque VECM para capturar relaciones complejas, tanto dinámicas como estructurales, en el análisis de fusiones y adquisiciones.

## 4.6.2 Limitaciones del modelo

A pesar de la solidez metodológica del enfoque VECM y del cuidado proceso de validación llevado a cabo, es necesario reconocer una serie de limitaciones que pueden afectar tanto a la interpretación de los resultados como a la generalización de las conclusiones extraídas.

Una de las principales limitaciones radica en la selección de variables explicativas. Si bien estas fueron cuidadosamente seleccionadas en base a la literatura previa, existe un número considerable de factores institucionales, regulatorios y sectoriales que han quedado fuera del modelo por motivos de disponibilidad de datos, periodicidad o falta de series homogéneas a lo largo del tiempo. Variables como la incertidumbre política (EPU), la confianza empresarial (BCI), la actividad sectorial, o incluso variables de gobernanza e innovación, podrían enriquecer el análisis si se dispusiera de datos consistentes para todo el período analizado.

La necesidad de garantizar la robustez estadística del modelo también ha jugado un papel importante en la exclusión de variables como el PIB y el crédito al sector privado debido a su alta colinealidad con otras variables incluidas. Esta decisión, aunque metodológicamente justificada, conlleva la pérdida de información económica relevante, dado que ambas variables están estrechamente relacionadas con la actividad de M&A como muestran estudios previos (Röhler et al., 2023; Xie et al., 2017).

También es importante destacar la limitación temporal de nuestro estudio, el cual está comprendido entre el primer trimestre de 1988 y el tercer trimestre de 2023, lo cual permite observar más de tres décadas de actividad. Sin embargo, al tratarse de un periodo acotado, quedan fuera fases históricas relevantes como las grandes fusiones de los años setenta o la Gran Depresión, que sí están incluidas en estudios como el de Emiru y Weisblatt (2025). Esto limita la capacidad del modelo para captar dinámicas de muy largo plazo o identificar patrones intergeneracionales.

Por último, cabe resaltar que el análisis se realiza a nivel agregado nacional, lo que impide captar dinámicas sectoriales o regionales dentro de cada país. Es posible que las fusiones y adquisiciones respondan de forma muy distinta en sectores como tecnología, energía o banca, o entre distintas zonas geográficas dentro de una misma economía. Esta heterogeneidad queda fuera del modelo planteado en este estudio.

## 5 Conclusiones y ampliación

El presente trabajo ha tenido como objetivo analizar los factores macroeconómicos que determinan la actividad y el valor total de las fusiones y adquisiciones en dos de las economías más relevantes del mundo: EE.UU. y R.U. A través de la estimación de modelos VECM y el uso de herramientas como las funciones impulso-respuesta (IRF), la descomposición de la varianza (FEVD) y el análisis de cointegración, hemos podido extraer conclusiones relevantes sobre las relaciones estructurales y dinámicas entre variables clave como los índices bursátiles, la tasa de desempleo, la inflación o el coste de capital.

Este estudio aporta datos robustos y novedosos. El análisis realizado aporta evidencia sólida sobre cómo ciertas variables (como el índice bursátil, la tasa de paro o el número de operaciones) tienen un peso estructural significativo a la hora de explicar la actividad y el valor de las fusiones y adquisiciones realizadas en una economía.

En cuanto a ampliaciones futuras, nos gustaría recalcar que existen varias vías por las que este trabajo podría expandirse o profundizarse en estudios futuros:

1. Una ampliación geográfica que incluya economías emergentes o asiáticas como China, India o Brasil. Esto permitirá la comparación entre economías desarrolladas y en vías de desarrollo, pudiendo develar importantes diferencias estructurales.
2. La incorporación de variables institucionales como el índice de libertad económica, la calidad institucional o el riesgo país para enriquecer los modelos, permitiendo capturar elementos no puramente macroeconómicos, pero altamente relevantes a la hora de tomar decisiones de M&A.
3. Realización de una segmentación sectorial de operaciones de M&A por industria puede ofrecer resultados mucho más específicos para la toma de decisiones empresariales o regulatorias.
4. La utilización de metodologías no lineales como modelos estructurales con cambio de régimen (Markow Switching VECM), redes neuronales o modelos bayesianos podrían capturar relaciones no lineales o inestables a lo largo del tiempo, algo especialmente relevante en periodos de crisis o de alta volatilidad.
5. Por último, la incorporación de variables financieras adicionales como la liquidez agregada del sistema, los spreads de créditos, la volatilidad implícita de los mercados (VIX) o la evolución del tipo de cambio en economías abiertas.

## Bibliografía

- Ahern, K. R., Daminelli, D., & Fracassi, C. (2015). Lost in translation? The effect of cultural values on mergers around the world. *Journal of Financial Economics*, 117(1), 165-189. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.08.006>
- Akaike, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. En *IEEE TRANSACTIONS ON AUTOMATIC CONTROL* (Número 6).
- Antunes Ferreira, N. J., & Rodrigues, P. M. M. (2017). *The macroeconomic determinants of M&A activity in the United Kingdom*. NOVA School of Business and Economics.
- Beccalli, E., & Frantz, P. (2013). The Determinants of Mergers and Acquisitions in Banking. *Journal of Financial Services Research*, 43(3), 265-291. <https://doi.org/10.1007/s10693-012-0138-y>
- Becketti, S. (1986). Corporate Mergers and the Business Cycle. *Economic Review*.
- Bhattacharai, K., Prasuna, A., & Siva Kumar, S. N. V. (2021). Economic and Institutional Determinants of Mergers & Acquisitions in BRICS, G7 and G20 Economies. *Journal of Applied Business and Economics*, 23(7), 7-30.
- Boateng, A., Hua, X., Uddin, M., & Du, M. (2014). Home country macroeconomic factors on outward cross-border mergers and acquisitions: Evidence from the UK. *Research in International Business and Finance*, 30(1), 202-216. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2013.08.001>
- Box, G. E. P., & Pierce, D. A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. En *Source: Journal of the American Statistical Association* (Vol. 65, Número 332).
- Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance* (FOURTH EDITION). Cambridge University Press.
- Campos, J., Ericsson, N. R., & Hendry, D. F. (2005). *Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers Number 838 General-to-specific Modeling: An Overview and Selected Bibliography*. [www.ssrn.com](http://www.ssrn.com).
- Cartwright, S., & Schoenberg, R. (2006). Thirty years of mergers and acquisitions research: Recent advances and future opportunities. *British Journal of Management*, 17(SUPPL. 1). <https://doi.org/10.1111/j.1467-8551.2006.00475.x>
- Chen, P., & Semmler, W. (2024). Wage – price dynamics and financial market in a disequilibrium macro model: A Keynes – Kaldor – Minsky modeling of recession and inflation using VECM. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 220, 433-452. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2024.01.012>
- Chernenko, N., Moiseienko, T., Korohodova, O., & Hlushchenko, Y. (2021). Analysis of mergers and acquisitions between 2009 and 2020. *Revista Galega de Economía*, 30(4). <https://doi.org/10.15304/rge.30.4.7558>

- Choi, S. H., & Jeon, B. N. (2011). The impact of the macroeconomic environment on merger activity: Evidence from US time-series data. *Applied Financial Economics*, 21(4), 233-249. <https://doi.org/10.1080/09603107.2010.528365>
- Ciobanu, R., & Bahna, M. (2015). The Social, Cultural and Political Factors that Influence the Level of Mergers and Acquisitions. *International Journal of Academic Research in Accounting*, 5(3). <https://doi.org/10.6007/IJARAFMS/v5-3/1738>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Emiru, T., & Weisblatt, S. (2025). Economic tides and merger waves: insights from a long-run perspective. *Studies in Economics and Finance*. <https://doi.org/10.1108/SEF-09-2023-0566>
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrics*, 987-1008.
- Engle, R. F., & Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2).
- European Central Bank. (s. f.). *LIBOR rates Statistics*. Recuperado 15 de abril de 2025, de <https://www.ecb.europa.eu/stats/html/index.en.html>
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (s. f.). *FRED – Federal Reserve Economic Data*. Recuperado 15 de abril de 2025, de <https://fred.stlouisfed.org>
- Finn, F., & Hodgson, A. (2005). Takeover activity in Australia: Endogenous and exogenous influences. *Accounting and Finance*, 45(3), 375-394. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629x.2004.00125.x>
- Garita, G., & Van Marrewijk, C. (2007). *Macroeconomic Determinants of Cross-Border Mergers and Acquisitions* [Tinbergen Institute & Erasmus University Rotterdam]. <http://people.few.eur.nl/vanmarrewijk>,
- Golbe, D. L., & White, L. J. (1988). A Time-Series Analysis of Mergers and Acquisitions in the U.S. Economy. En A. J. Auerbach (Ed.), *Corporate Takeovers: Causes and Consequences* (pp. 265-310).
- Gonzalo, J. (1992). *Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships*.
- Gugler, K., Mueller, D. C., & Weichselbaumer, M. (2012). The determinants of merger waves: An international perspective. *International Journal of Industrial Organization*, 30(1), 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2011.04.006>
- Gugler, K., Mueller, D., & Yurtoglu, B. B. (2006). *The determinants of merger waves*. [www.ssoar.info](http://www.ssoar.info)
- Hannan, E. J., & Quinn, B. G. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*

- (*Methodological*), 41(2), 190-195.  
<https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1979.tb01072.x>
- Harford, J. (2005). What drives merger waves? *Journal of Financial Economics*, 77(3), 529-560. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.05.004>
- Institute for Mergers Acquisitions and Alliances. (s. f.). *M&A Statistics* . Recuperado 15 de abril de 2025, de <https://imaa-institute.org/>
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. OUP Oxford.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION AND INFERENCE ON COINTEGRATION-WITH APPUCATIONS TO THE DEMAND FOR MONEY. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52.
- Kilian, L., & Lütkepohl, H. (2017). *Structural Vector Autoregressive Analysis*. Cambridge University Press.
- Ljung, & Box. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*.
- Lütkepohl, H. (1999). *Vector Autoregressions* (pp. 1-29).
- Lütkepohl, H., Fiesolana, B., & Domenico, S. (2005). *Structural Vector Autoregressive Analysis for Cointegrated Variables* (2005/2).
- Lütkepohl, H., & Kräzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*.
- Luybaert, M., & Huyghebaert, N. (2007). *Determinants of Growth through Mergers and Acquisitions: An Empirical Analysis*. Katholieke Universiteits Leuven.
- Melicher, R. W., Ledolter, J., & D'antonio, L. J. (1983). A Time Series Analysis of Aggregate Merger Activity. *The Review of Economics and Statistics*, 65(3), 423-430. <https://www.jstor.org/stable/1924187>
- Office for National Statistics. (s. f.). *Time Series Explorer*. Recuperado 15 de abril de 2025, de <https://www.ons.gov.uk/timeseriestool>
- Östlund, A., Bramell, F., & Koch, C. Von. (2022). *M&A activity and the macroeconomic environment A quantitative study on the impact of the macroeconomic environment on aggregate merger and acquisition activity in the US*. Linnaeus University.
- Röhrer, F. E. G., Proano, C. R., Mateane, & Lebogang. (2023). *The impact of macroeconomic activity and yield valuation on mergers and acquisitions in Europe Standard-Nutzungsbedingungen*. <https://hdl.handle.net/10419/273385>
- Rosengren, R., Bradley, A., Caves, B., Crandall, C., Grundfest, F., Henderson, H., Jensen, J., Paulus, L., Rosengren, R., Waite, S., Browne, L. E., & Rosengren, E. S. (1987). Merger Boom Proceedings of a Conference Held in October 1987. En L. E. Browne & E. S. Rosengren (Eds.), *Conference Series* (Número 31).
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of A Model. *The Annals of Statistics*, 6, 461-464.

- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.  
<http://about.jstor.org/terms>
- The Wall Street Journal. (s. f.). *Economic Data – Markets Section*. Recuperado 15 de abril de 2025, de [https://www.wsj.com/market-data?mod=nav\\_top\\_subsection](https://www.wsj.com/market-data?mod=nav_top_subsection)
- Toxvaerd, F. (2008). Strategic merger waves: A theory of musical chairs. *Journal of Economic Theory*, 140(1), 1-26. <https://doi.org/10.1016/j.jet.2007.05.003>
- U.S. Bureau of Labor Statistics. (s. f.). *Unemployment Rate Statistics*. Recuperado 15 de abril de 2025, de <https://www.bls.gov/>
- Vasnetsov, V., Kovenya-Vasnetsov, C., & Elgin, C. (2023). The Determinants of Mergers and Acquisitions (M&A) Activity in US and EU. En *Review of Economics and Finance* (Vol. 21).
- Vennet, R. Vander. (1996). The effect of mergers and acquisitions on the efficiency and profitability of EC credit institutions. *FINANCE ELSEVIER Journal of Banking & Finance*, 20, 1531-1558.
- Wang, J. (2008). The Macro Determinants of M & A Timing in China. *International Journal of Business and Management*, 3(9), 141-146.
- Xie, E., Reddy, K. S., & Liang, J. (2017). Country-specific determinants of cross-border mergers and acquisitions: A comprehensive review and future research directions. *Journal of World Business*, 52(2), 127-183.  
<https://doi.org/10.1016/j.jwb.2016.12.005>

## Anexo 1. Estadísticas Descriptivas

En este apartado se presentan las estadísticas descriptivas básicas de las variables seleccionadas para realizar el análisis econométrico tanto de las variables en niveles como en diferencias. Estas estadísticas permiten una primera aproximación al comportamiento de cada variable en términos de tendencia central, dispersión, asimetría y curtosis, proporcionando información relevante sobre su distribución y variabilidad en el período estudiado.

Tabla 12: Estadísticas descriptivas de las variables en niveles de R.U.

Variable	Media	Desv. Std.	Mín.	Máx.	Mediana	Curtosis	Asimetría
M&A – N.º	6.76	0.29	5.97	7.55	6.79	-0.19	-0.19
M&A – Valor	4.09	0.77	2.47	5.87	4.11	-0.48	-0.08
PIB real	13.07	0.20	12.73	13.36	13.14	-1.23	-0.36
Desempleo	6.38	1.85	3.70	10.60	5.90	-0.90	0.47
FTSE100	8.48	0.40	7.46	8.94	8.62	-0.25	-0.93
LIBOR 3M	4.56	3.96	0.03	15.32	4.73	0.27	0.88
Bono 10A	4.86	3.02	0.27	12.42	4.56	-0.61	0.52
CSP	3306.54	1506.39	850.57	5609.56	4008.40	-1.60	-0.27
IPC	0.72	0.72	-0.60	3.98	0.54	4.39	1.70

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Tabla 13: Estadísticas descriptivas de las variables en niveles de EE.UU.

Variable	Media	Desv. S	Mín.	Máx.	Mediana	Curtosis	Asimetría
M&A – N.º	7.92	0.39	6.95	8.84	7.97	-0.06	-0.27
M&A – Valor	5.51	0.78	3.52	6.86	5.68	-0.30	-0.63
PIB real	9.62	0.25	9.15	10.03	9.69	-1.10	-0.30
Desempleo	17.27	5.08	10.60	39.00	16.30	1.66	1.20
S&P500	7.06	0.74	5.56	8.47	7.11	-0.68	-0.17
T-Bill 3M	2.85	2.44	0.01	8.82	2.64	-1.01	0.39
Bono 10A	4.48	2.19	0.68	9.36	4.23	0.85	0.36
CSP	19955.02	9979.26	6073.34	40718.65	20556.10	-1.07	0.26
IPC	0.69	0.66	-2.83	2.97	0.67	5.69	-0.65

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Las estadísticas descriptivas en niveles muestran que tanto en R.U. como en EE.UU. las variables relacionadas con las fusiones y adquisiciones presentan una distribución aproximadamente simétrica con ligeras asimetrías negativas. Esto indica que la mayoría de los valores se concentran hacia el lado derecho de la distribución.

Por otro lado, el PIB real en ambos países sigue una distribución relativamente simétrica con curtosis negativa, lo cual sugiere colas más delgadas que una distribución normal. En cuanto

a las tasas de desempleo, se observa una mayor variabilidad en EE.UU. con respecto a R.U., reflejando picos significativos en períodos específicos. Es importante mencionar que, en EE.UU., aparte de las recesiones que también ha podido vivir R.U., ha habido fenómenos como “la Gran renuncia” que añade más picos a su distribución.

En cuanto a los tipos de interés, se aprecia que el LIBOR a tres meses en R.U. presenta una mayor variabilidad que el bono del tesoro estadounidense, lo cual es coherente debido a la naturaleza más volátil de las tasas interbancarias frente a los rendimientos de bonos del tesoro.

Tabla 14: Estadísticas descriptivas de las variables diferenciadas de R.U.

Variable	Media	Desv. Std.	Mín.	Máx.	Mediana	Curtosis	Asimetría
M&A – N.º	0.01	0.14	-0.46	0.61	0.00	2.91	0.14
M&A – Valor	0.01	0.58	-1.50	1.61	0.05	0.11	-0.01
PIB real	0.00	0.02	-0.23	0.16	0.01	61.10	-4.09
Desempleo	-0.04	0.26	-0.50	0.90	-0.10	1.33	0.96
FTSE100	0.01	0.08	-0.31	0.19	0.02	1.78	-0.94
LIBOR 3M	-0.02	0.61	-2.81	3.22	0.00	9.56	-0.30
Bono 10A	-0.03	0.46	-1.26	1.86	-0.06	1.60	0.61
CSP	26.84	168.62	-844.76	539.18	22.58	4.65	-0.93
IPC	0.00	0.91	-2.52	2.63	-0.00	0.41	0.13

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Tabla 15: Estadísticas descriptivas de las variables diferenciadas de EE.UU.

Variable	Media	Desv. Std.	Mín.	Máx.	Mediana	Curtosis	Asimetría
M&A – N.º	0.01	0.12	-0.57	0.35	0.01	5.98	-1.07
M&A – Valor	0.01	0.42	-1.17	1.69	-0.02	1.84	0.43
PIB real	0.01	0.01	-0.08	0.08	0.01	35.61	-2.03
Desempleo	-0.04	2.74	-12.60	27.50	-0.20	72.57	6.45
S&P500	0.02	0.08	-0.26	0.19	0.03	1.23	-1.00
T-Bill 3M	-0.00	0.47	-1.74	1.64	0.00	2.30	-0.41
Bono 10A	-0.03	0.47	-1.27	1.01	0.00	-0.31	-0.14

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Las estadísticas descriptivas de las variables diferenciadas muestran una reducción en las medidas de tendencia central y una mayor dispersión en comparación con los niveles originales, lo cual es común tras aplicar la diferenciación. La mayor parte de las variables diferenciadas presentan una mayor asimetría y curtosis, lo que sugiere la presencia de eventos extremos o choques económicos durante el período de estudio.

El crecimiento del PIB, tanto en R.U. como en EE.UU., muestra una curtosis muy elevada (61,10 y 35,61, respectivamente), lo que refleja la presencia de valores atípicos significativos en el comportamiento económico. Asimismo, la variación de la tasa de desempleo en EE.UU. destaca por su alta asimetría positiva (6,45) y su curtosis (72,57), indicando picos específicos en el desempleo asociados a eventos excepcionales como crisis económicas y fenómenos como la ya mencionada “*Great resignation*”.

## Anexo 2. Pruebas de Estacionariedad

Como se ha explicado en el apartado Supuestos del modelo y requisitos para su aplicación, el VECM funciona con variables integradas de orden uno. Previo a la especificación del modelo es obligatorio demostrar la validez de esta premisa esencial. Para poder demostrar que nuestras variables son  $I(1)$  hemos realizado la prueba de Dickey-Fuller Aumentado a las variables en niveles, en la cual el resultado esperado es la no estacionariedad de la mayoría de las variables y posteriormente aplicamos la misma prueba sobre las variables diferenciadas, es decir, se resta el valor anterior al valor actual de la variable:  $V_t - V_{t-1}$ .

A continuación, presentamos los resultados en tablas. Cabe mencionar que, como veremos, no se cumple la norma de forma estricta en ambos sets de datos, esto quiere decir que estimaremos un modelo mixto.

Tabla 16: Prueba Dickey-Fuller Aumentado en niveles R.U.

Variable	ADF Statistic	p-value	Estacionariedad
M&A (R.U.) – N.º	-2.9291	0.1896	No
M&A (R.U.) – Valor	-2.5008	0.3679	No
PIB real (R.U.)	-1.8197	0.6515	No
Desempleo (R.U.)	-2.2692	0.4644	No
FTSE 100 (Cierre)	-2.5459	0.3492	No
LIBOR 3M	-2.3833	0.4168	No
Bono 10A (R.U.)	-1.4492	0.8057	No
CSP (R.U.)	-1.2176	0.9008	No
IPC (R.U.)	-3.2532	0.0819	Casi (10%)

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Todas las variables del R.U. presentan p-valores por encima del 10%, lo que indica que no son estacionarias en niveles. Aunque el IPC presenta un p-valor cercano a 0.08 (margen de significatividad débil al 10%), no es suficiente para concluir estacionariedad. Esto nos indica que todas las variables son no estacionarias en niveles.

Tabla 17: Prueba Dickey-Fuller Aumentado en niveles

Variable	ADF Statistic	p-value	Estacionariedad
M&A (EE. UU.) – N.º	-2.3860	0.4157	No
M&A (EE. UU.) – Valor	-2.8574	0.2195	No
PIB real (EE. UU.)	-1.5394	0.7682	No
Desempleo (EE. UU.)	-2.6984	0.2857	No
S&P500 (Cierre)	-2.2291	0.4810	No
T-Bill 3M	-2.9562	0.1783	No
Bono 10A (EE. UU.)	-1.6107	0.7385	No
CSP (EE. UU.)	-3.4808	0.0467	Sí (5%)
IPC (EE. UU.)	-4.2737	0.0100	Sí (1%)

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Las variables estadounidenses tampoco son estacionarias en niveles, con la única excepción del IPC, que presenta un p-valor de 0.0076 y permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Esto hace que no tengamos que diferenciar esta última variable y, en cuanto a si es coherente metodológicamente utilizar una variable que presenta estacionalidad en niveles, está claro que esta variable tendrá poca relevancia en el apartado de Relaciones de largo plazo estimadas del VECM, sin embargo, autores como Chen & Semmler (2024) ya han creado VECMs con variables estacionarias en niveles junto a variables no estacionarias. Además, según Lütkepohl et al. (2005), su inclusión no invalidará el modelo siempre y cuando esta variable no ocasione cointegración espuria, validando así los modelos mixtos.

Tabla 18: Prueba Dickey-Fuller Aumentado en primeras diferencias R.U.

Variable	ADF Statistic	p-value	Estacionariedad
M&A (R.U.) – N.º	-4.9830	0.0100	Sí (1%)
M&A (R.U.) – Valor	-5.8042	0.0100	Sí (1%)
PIB real (R.U.)	-6.0250	0.0100	Sí (1%)
Desempleo (R.U.)	-4.0258	0.0100	Sí (1%)
FTSE 100 (Cierre)	-4.8240	0.0100	Sí (1%)
LIBOR 3M	-4.6925	0.0100	Sí (1%)
Bono 10A (R.U.)	-4.8740	0.0100	Sí (1%)
CSP (R.U.)	-4.5475	0.0100	Sí (1%)
IPC (R.U.)	-5.2651	0.0100	Sí (1%)

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Tras la primera diferenciación, todas las variables del R.U. se vuelven estacionarias al 1% de significatividad. Esto valida que son  $I(1)$  y pueden utilizarse en un modelo VECM.

Tabla 19: Prueba Dickey-Fuller Aumentado en primeras diferencias EE.UU

Variable	ADF Statistic	p-value	Estacionariedad
M&A (EE. UU.) – N.º	-5.2567	0.0100	Sí (1%)
M&A (EE. UU.) – Valor	-3.9703	0.0127	Sí (5%)
PIB real (EE. UU.)	-4.9667	0.0100	Sí (1%)
Desempleo (EE. UU.)	-4.9970	0.0100	Sí (1%)
S&P500 (Cierre)	-4.3277	0.0100	Sí (1%)
T-Bill 3M	-4.0333	0.0100	Sí (1%)
Bono 10 (EE. UU.)	-5.3470	0.0100	Sí (1%)
CSP (EE. UU.)	-3.4808	0.0467	Sí (5%)
IPC (EE. UU.)	-4.2737	0.0100	Sí (1%)

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

De forma análoga al R.U., las variables estadounidenses muestran estacionariedad clara tras la primera diferenciación, todas con p-valores  $< 0.01$ . Esto confirma que son también I(1) y aptas para la estimación del VECM.

### Anexo 3. Selección de rezagos

Previo a estimar el modelo VECM, es fundamental determinar el número óptimo de rezagos de nuestro modelo VAR subyacente, una selección inadecuada podría afectar severamente a nuestro modelo. Hemos aplicado varios criterios de selección de rezagos siguiendo las recomendaciones de la literatura econométrica (Kilian y Lütkepohl, 2017; Lütkepohl, 1999). Los criterios utilizados han sido el AIC (Akaike, 1974), BIC (Schwarz, 1978) y HQ (Hannan y Quinn, 1979).

Tabla 20: Criterios de selección de lags R.U.

Lags	AIC	BIC	HQ
1	-18.45	-17.95	-17.23
2	-18.27	-17.34	-15.97
3	-18.70	-17.34	-15.34
4	-18.86	-17.06	-14.43
5	-18.53	-16.29	-13.03
6	-18.52	-15.85	-11.95
7	-18.54	-15.43	-10.90
8	-18.47	-14.93	-9.75
9	-18.45	-14.48	-8.67
10	-18.29	-13.87	-7.43

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

En el caso de R.U., los resultados de los criterios apuntan claramente a una preferencia por los 4 rezagos o lags, esto se debe a que el criterio AIC presenta el nivel más bajo en dicho rezago (-18,86), el BIC y el Hannan-Quinn indican que el modelo con un solo rezago es el más parsimonioso (-17,95), (-17,23). Sin embargo, dado que el objetivo es capturar la dinámica temporal hemos optado por el modelo de 4 rezagos siguiendo principalmente el criterio AIC ya que es menos restrictivo en términos de parsimonia y más adecuado para series macroeconómicas con interacciones complejas (Lütkepohl et al., 2005).

Tabla 21: Criterios de selección de lags EE.UU.

Lags	AIC	BIC	HQ
1	-14.76	-14.26	-13.54
2	-14.71	-13.78	-12.42
3	-14.77	-13.40	-11.41
4	-14.90	-13.10	-10.47
5	-14.59	-12.35	-9.09
6	-14.81	-12.14	-8.24
7	-14.62	-11.52	-6.98
8	-14.59	-11.05	-5.88
9	-14.74	-10.76	-4.95
10	-14.85	-10.44	-3.99

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Para el caso estadounidense, el criterio AIC vuelve a señalar la preferencia por un modelo de cuatro rezagos con un valor de (-14,9). Aunque el BIC y el HQ son más conservadores y señalan el rezago 1 como óptimo (-14,29), (-13,54), de nuevo, decidiremos según el criterio AIC por las mismas razones que en el caso de R.U.

## Anexo 4. Diagnóstico y validación del modelo

Estas pruebas diagnósticas permiten evaluar la solidez econométrica del modelo estimado y verificar que los resultados obtenidos son fiables y válidos para la interpretación económica posterior.

La validación econométrica de los modelos VECM estimados para R.U. y EE.UU. resulta imprescindible para garantizar la fiabilidad de los resultados obtenidos y, en consecuencia, la robustez de las interpretaciones dinámicas previamente analizadas. A continuación, se presentan las pruebas de diagnóstico más relevantes, incluyendo autocorrelación de residuos, la heteroscedasticidad y la normalidad multivariante.

## 4.1. Autocorrelación de residuos

Para evaluar la presencia de autocorrelación serial en los residuos del modelo se aplicó el test Portmanteau, basado en la estadística desarrollada por Ljung y Box (1978). Este test evalúa si los residuos presentan correlación significativa a lo largo de los distintos rezagos. En ambos casos los p valores obtenidos fueron de 1,00, lo que impide rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación. Este resultado sugiere que los residuos son independientes entre sí y que la dinámica del modelo ha sido correctamente especificada (Box y Pierce, 1970; Lütkepohl, 1999).

Tabla 22: Test Portmanteau datos del R.U.

Test	Estadístico	Valor-p	Decisión
Portmanteau (Asintótico)	849.56	1.00	No hay autocorrelación

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Tabla 23: Test Portmanteau datos EE.UU.

Test	Estadístico	Valor-p	Decisión
Portmanteau (Asintótico)	853.24	1.00	No hay autocorrelación

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

## 4.2. Heteroscedasticidad

La existencia de heteroscedasticidad condicional fue examinada mediante el ARCH LM test, introducido por Engle (1982), que permite detectar si la varianza de los errores varía con el tiempo. En ambos modelos los valores p fueron de 1,00, por lo que fallamos al rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad. Este resultado indica que la varianza de los errores se mantiene estable a lo largo del tiempo, contribuyendo a la consistencia de los estimadores obtenidos.

Tabla 24: Test ARCH LM – R.U.

Test	Estadístico	Valor-p	Decisión
ARCH LM	3584.00	1.00	Homocedasticidad

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Tabla 25: Test ARCH LM - EE.UU.

Test	Estadístico	Valor-p	Decisión
ARCH LM	3584.00	1.00	Homocedasticidad

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

### 4.3. Normalidad de residuos

Para verificar la normalidad de los residuos se utilizó el test de Jarque-Bera multivariante, cuya aplicación en modelos VAR y VECM es ampliamente recomendada (Brooks, 2014; Lütkepohl et al., 2005). En este caso, tanto el modelo estadounidense como el modelo para R.U. arrojan valores p iguales a 0,00, lo que implica que rechazamos la hipótesis nula de normalidad de los residuos. Aunque este resultado nos indica la presencia de asimetría o curtosis excesiva en los residuos, este tipo de desviaciones es habitual en datos macroeconómicos y financieros, y no necesariamente desvirtúa ni invalida el modelo si se emplean métodos robustos como bootstrapping para las inferencias (Kilian y Lütkepohl, 2017).

Tabla 26: Test Jarque-Bera (Multivariante) – R.U.

Test	Estadístico	Valor-p	Decisión
Jarque-Bera (Multivariante)	597.17	0.00	No normalidad

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

Tabla 27: Test Jarque-Bera (Multivariante) - EE.UU.

Test	Estadístico	Valor-p	Decisión
Jarque-Bera (Multivariante)	5757.28	0.00	No normalidad

**Fuente:** Elaboración propia a partir de datos de FRED, IMAA, BLS, ONS, WSJ y BCE. Procesado econométrico en R y presentación en LaTeX.

## Anexo 5. Gráficas de correlación de variables

Ilustración 17: Correlación entre variables diferenciadas - R.U.

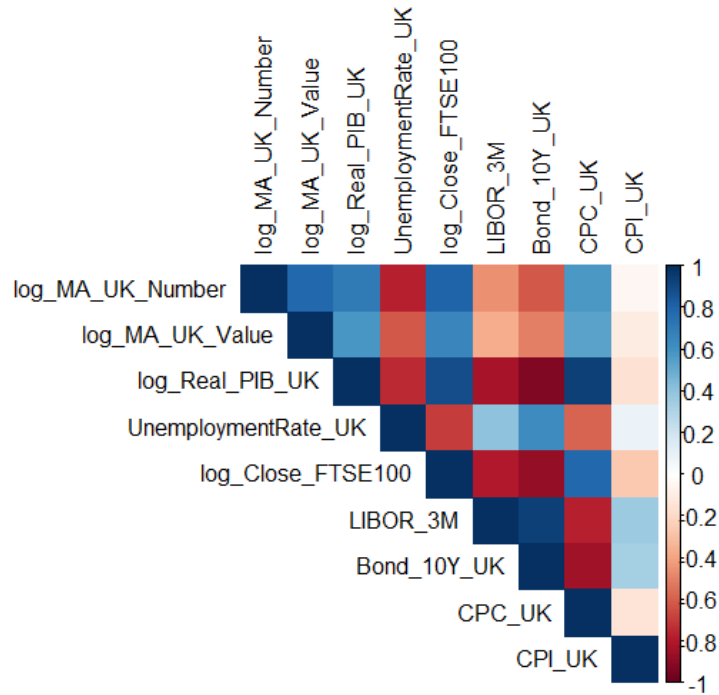
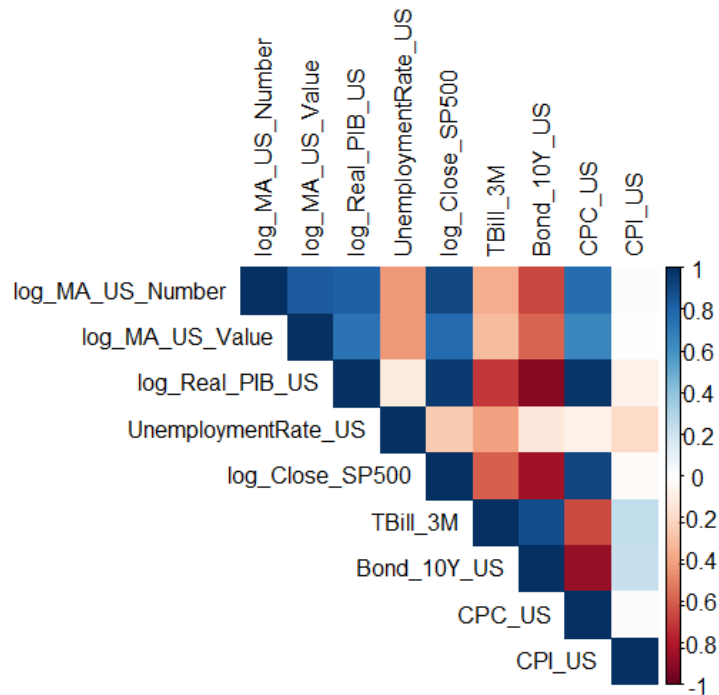


Ilustración 18: Correlación entre variables diferenciadas - EE.UU.



Como podemos observar, en ambos mapas de correlaciones se observa que el crédito al sector privado y el PIB real de ambas economías poseen un grado de correlación por encima del 0,9; el PIB real también guarda una gran correlación con los índices bursátiles en ambos

países, por lo tanto, hemos decidido excluir tanto PIB real CSP de los modelos, ya que la inclusión de estos ocasionaba errores de especificación y desestabilizaban en VAR subyacente por encima de la unidad en ambos data-sets.