

2024 - Vol. 2 - n.º 5 - Artículo 5

Factores determinantes en la ratio de préstamos dudosos de la eurozona: La relevancia del mercado laboralJuan Escorihuela-Gimeno^a**Primer premio en la segunda convocatoria de trabajos de fin de máster de la Revista de Economía y Finanzas**Tutoras: Raquel Arguedas-Sanz^b e Inmaculada Pra Martos^c^a Universidad de Zaragoza. España.^{b c} Universidad Nacional de Educación a Distancia. España.**JEL CODES:**

C23; G21; G28; E24

KEYWORDS:

Credit risk; Non-performing loans; Labor market; Macroeconomic factors; Banking sector; Panel data; Fixed effects; Statistical inference

Abstract: The aim of this paper is to study whether the factors that traditionally explained the evolution of credit risk in the Eurozone are still relevant after the global financial crisis (Q12015-Q32022). For this purpose, fixed effects OLS regression models are estimated using ECB and Eurostats data. The results indicate that a financial sector with higher profitability, efficiency improvements and lower liquidity, as well as a macroeconomic environment with higher public debt, growth in housing values, lower unemployment and, as a singular contribution, higher salary levels and productivity per hour worked, decrease the rate of non-performing loans.

CÓDIGOS JEL:

C23; G21; G28; E24

PALABRAS CLAVE:

Riesgo de crédito; Préstamos dudosos; Mercado laboral; Factores macroeconómicos; Sector bancario; Datos de panel; Efectos fijos; Inferencia estadística

Resumen: El objetivo de este trabajo es estudiar si los factores que tradicionalmente explicaban la evolución del riesgo de crédito en la eurozona siguen siendo relevantes, una vez superada la crisis financiera global (2015Q1-2022Q3). Para ello, se estiman modelos de regresión de efectos fijos por MCO con datos de ECB y Eurostats. Los resultados indican que un sector financiero con mayor rentabilidad, mejoras de eficiencia y menor liquidez, así como, un entorno macroeconómico con mayor endeudamiento público, crecimiento del valor de la vivienda, menor tasa de desempleo y, como aporte singular, mayor nivel salarial y productividad por hora trabajada, disminuyen la tasa de préstamos dudosos.

1. Introducción

Las entidades bancarias juegan un papel esencial en la intermediación financiera al canalizar recursos desde agentes con excedentes de liquidez hasta aquellos con déficit de fondos, gestionando el riesgo de crédito asociado a la concesión de préstamos. Este riesgo se hizo particularmente relevante durante la crisis financiera de 2008, cuando la quiebra de Lehman Brothers y el colapso de las hipotecas *subprime* afectaron gravemente a las economías desarrolladas. Además de la gestión interna de los bancos, los supervisores financieros y los gobiernos desempeñan un papel crucial en la regulación y las políticas económicas para mitigar crisis financieras, asociadas a este riesgo.

Las primeras referencias sobre los factores que condicionan el riesgo de crédito datan de los años 90, si bien, desde la crisis financiera global, aumentó el interés en ámbitos académicos, empresariales y de supervisión.

En la actualidad, los cambios en la regulación bancaria, la aversión al riesgo y las políticas fiscales y monetarias extraordinarias podrían haber alterado las dinámicas económicas previamente establecidas. Recientemente, en la eurozona se ha producido una contracción del PIB, el 6%, la deuda pública aumentó del 84,1% al 97,2%, y la rentabilidad bancaria (ROA) cayó del 37,09% al 13,07%, sin un aumento paralelo en las provisiones entre 2019 y 2020. En este escenario acontecido tras la pandemia, se esperaría un incremento de la morosidad, si bien, la ratio de préstamos dudosos (NPL) ha disminuido de un 3,1% a un 2,5%. Este impacto, podría haber sido mitigado por medidas como moratorias o la inyección de liquidez para el control del impacto de la crisis por COVID-19, pero también destaca el favorable dinamismo del mercado laboral, manteniendo la tasa de desempleo en torno al 8% en 2020, cuyo papel puede ser fundamental para contener la morosidad.

Por ello, este artículo tiene como objetivo identificar los determinantes macroeconómicos y sectoriales del riesgo de crédito en la eurozona, evaluando la vigencia de relaciones establecidas en estudios previos y analizando el papel de variables del mercado laboral, como productividad del trabajo, los costes laborales unitarios o el desempleo de larga duración, menos exploradas hasta ahora.

Para verificar las hipótesis de este estudio, se emplearán modelos econométricos de datos de panel de efectos fijos y aleatorios, analizando el riesgo de crédito a través de factores macroeconómicos y bancarios, pero excluyendo influencias heterogéneas no observadas. Como proxy del riesgo de crédito se utilizará la ratio de préstamos dudosos o ratio de NPL, por sus siglas en inglés. Entre las variables clave del sector bancario figuran el ROA, el nivel de provisiones, la liquidez y el tamaño de las entidades, y entre los factores macroeconómicos, el crecimiento del PIB, la deuda, la inflación general y en vivienda, las medidas establecidas en la pandemia, el entorno de tipos de interés, la tasa de desempleo y los indicadores alternativos del mercado laboral, previamente mencionados.

Los datos de los balances bancarios consolidados se obtienen del Banco Central Europeo (BCE), mientras que los

macroeconómicos provienen de Eurostat. La muestra incluye los ocho países de la eurozona que representan la mayor parte de la producción total en 2022 en el periodo de 2015 a 2022, con un total de 248 observaciones. La elección de la eurozona permite estudiar una región con normativas contables armonizadas e idéntica política monetaria, sin perder la generalidad de los resultados.

Las conclusiones de este estudio pueden ser útiles para la monitorización y control del riesgo crediticio en las entidades financieras, la formulación de directrices por parte de supervisores y la implementación de políticas públicas óptimas para controlar la morosidad, además de mejorar la comprensión del comportamiento económico ante cambios en las condiciones macroeconómicas y del sector bancario.

El resto del artículo se estructura de la siguiente forma: el capítulo 2 resume la literatura sobre factores que explican el comportamiento de los NPL; el capítulo 3 establece el marco teórico y los hechos estilizados; el capítulo 4 describe la fuente, los tratamientos y el análisis de los datos; el capítulo 5 expone la metodología de estimación; el capítulo 6 presenta y evalúa los modelos estimados; y el capítulo 7 valora de forma general los resultados, resaltando fortalezas, limitaciones y potenciales líneas de investigación.

2. Revisión de la literatura

Existe amplia literatura sobre la identificación de factores críticos de la cartera crediticia, clave para prever y mitigar crisis financieras. Por ello, varios autores han revisado exhaustivamente los principales consensos (Nikolopoulos y Tsala, 2017; Manz, 2019; Syed, 2021).

La primera referencia empírica identificada corresponde a Keeton y Morris (1987) quienes, utilizando 2.470 bancos comerciales de EEUU entre 1977-1985, evidenciaron que las condiciones macroeconómicas e industriales afectan las pérdidas de los préstamos según su finalidad. Estudios posteriores ubicados en EEUU, como los de Sinkey Jr. y Greenawalt (1991), resaltaron la relevancia de las decisiones de gestión junto con el entorno económico, mientras que Berger y De Young (1997) vincularon las malas prácticas gerenciales a la ineficiencia en costes y menor control del riesgo crediticio entre 1985-1994. A continuación, Keeton (1999), utilizando modelos VAR, comprobó que el incremento en el crédito de 60 bancos comerciales derivó en criterios de concesión más flexibles y, consecuentemente, aumento de los impagos entre 1982-1986.

Desde los años 2000, el interés por el riesgo de crédito se extendió a economías europeas. En España, tanto Fernández et al. (2000) resaltó el carácter procíclico de la concesión de crédito y que la competencia bancaria podría incrementar la ratio de NPL. Otros como Salas y Saurina (2002) refutan dicho carácter, y concluyen que el mayor crecimiento de préstamos y sucursales, acompañando de reducciones en ingresos no financieros y capital, incrementaría en la ratio de NPL entre 1985-1997 pero, aunque el mayor tamaño de bancos comerciales reduciría los préstamos dudosos, este efecto no es evidente en cajas de ahorros. Posteriormente, Blanco y Gimeno (2012) concluyeron que el desempleo fue clave en el incremento de la morosidad durante 2007-2009, aunque las tasas de interés mitigaron este

efecto. En Italia, Quagliariello (2007) vinculó los NPL tanto factores macroeconómicos como sectoriales (ROA, volumen de crédito, costes entre ingresos, tipos de mercado) mediante modelos de efectos fijos. En Grecia, Louzis et al. (2012) relacionaron los NPL con el PIB, desempleo y deuda pública, entidades más grandes enfrentando menor morosidad. Por su parte, Messai y Jouini (2013a, 2013b) estudiaron bancos en Italia, Grecia y España, identificando como determinantes de los NPL factores macroeconómicos como el PIB, el desempleo, el tipo de interés o la inflación, así como indicadores financieros como ROA/ROE y provisiones, tanto antes como después de la crisis. También es relevante el trabajo comparativo entre 147 bancos franceses y 133 alemanes entre 2005-2011 de Chaibi y Ftiti (2015) evidenciando que crecimiento, tipos de interés y desempleo afectan a los NPL de ambas regiones, siendo la economía francesa más sensible a factores sectoriales. Posteriormente, Dimitrios et al. (2016) analizaron hasta 138 bancos de la eurozona entre 1990-2015, mediante modelos de panel dinámicos (GMM), destacaron la relevancia de producción, tasa de paro y variables de gestión bancaria para determinar la NPL. Complementariamente, Lee et al. (2020) analizaron 1.053 bancos de la UE-28, mostrando que la morosidad aumenta con las provisiones, el desempleo y la rentabilidad, pero se reduce con la eficiencia en costes, el flujo de crédito, el crecimiento económico, la diversificación, la crisis financiera y la buena gobernanza.

En los últimos años, predomina el uso de datos agregados en países y regiones pues, aunque podría reducir la precisión, permite una mayor generalidad, elimina observaciones influyentes y simplifica la recopilación de datos.

A nivel internacional, Nkusu (2011) muestra que, en 26 economías durante 1998-2009, los shocks macroeconómicos negativos, especialmente en PIB y desempleo, crean un ciclo de deterioro entre la calidad del crédito y la situación macroeconómica. Más adelante, Beck et al. (2015) ampliaron el análisis a 75 países entre 2005-2010, confirmando el PIB como el principal factor incidente en la morosidad, aunque la depreciación de la moneda y caídas bursátiles también influyeron. Estudios posteriores añadieron determinantes como políticas fiscales (Siakoulis, 2017) el porcentaje de entidades extranjeras, el volumen de crédito y depósitos, la eficiencia, la cobertura o la concentración sectorial (Ozili, 2019). Recientemente, Ferreira (2022) analiza 80 países entre 1999- 2017 utilizando modelos GMM y concluye que, pese a considerar factores del sector bancario, a nivel global, el crecimiento del PIB sigue siendo el principal determinante de la morosidad.

Como las características que determinan el riesgo podrían variar según la región, es relevante analizar grupos de países relacionados, como los europeos. En Europa Central y Oriental (CEE), Škarica (2014) destaca el impacto del PIB y el desempleo sobre las tasas de NPL, mientras otros estudios han señalado factores como la competencia bancaria (Çifter, 2015), deuda pública (Irina y Angela, 2016),), tipo de cambio y tasas de interés de los préstamos (Szarowska, 2018), y otros factores de la industria (ratio préstamo-depósito o LTD, crecimiento del crédito, margen de intereses, coberturas, Z-score) o institucionales y legales (Tatarici et al., 2020). Recientemente, Bykova y Pindyuk (2019) diferencian préstamos según su finalidad, siendo los préstamos a empresas los más sensibles a cambios macroeconómicos, luego los hipotecarios y, por último, al consumo. En Europa

Occidental (WE), Castro (2013) identificó que el PIB y los precios de las acciones reducen los NPL en Grecia, Italia, Portugal, España e Irlanda (GIPSI), mientras que el desempleo, las tasas de interés y el crédito los incrementan entre 1997-2011. Messai y Gellali (2019) estudiaron las relaciones bidireccionales entre la NPL y factores macroeconómicos — el PIB, el paro y el precio de las acciones— en 18 países de WE entre 2008-2018. Finalmente, Magdalinos y Tsakalos (2021) confirmaron que durante 2008-2018 un aumento en el desempleo y en la LTD incrementa la NPL, mientras que la inflación en vivienda reduce dicha tasa en los GIPSI. Staehr y Uusküla (2017) contrastaron las diferencias entre CEE y WE, verificando que crecimiento y menor inflación conduce a menores tasas de NPL en ambas, pero el efecto de la tasa de desempleo no arroja el signo esperado en CEE.

En estos estudios, puede resultar útil aislar los efectos de la política monetaria estudiando países con moneda común, como la Eurozona. Rinaldi y Sanchis-Arellano (2006) analizaron la sostenibilidad de la deuda de los hogares en 7 países de la eurozona (1989-2004) concluyendo que una mayor ratio deuda-ingresos aumenta la NPL a largo plazo, aunque su efecto se compensa si la renta disponible real de los hogares incrementa. Makri et al. (2014) también hallaron una fuerte correlación entre la NPL y factores macroeconómicos y bancarios en la eurozona antes de la crisis financiera (2000-2008). Recientemente, se analizan otros factores novedosos, como la incertidumbre económica (Kostis, 2020), y la NPL se considera un factor explicativo de la competencia en el mercado de préstamos bancarios (Mansilla-Fernández, 2020).

La incertidumbre generada por la pandemia de COVID-19 ha impulsado investigaciones sobre los factores que conducen a un aumento de la morosidad. Žunić et al. (2021) analizan Bosnia y Herzegovina (2012-2020), concluyendo que los aumentos en la morosidad vienen determinados por el crecimiento del PIB nominal y, en menor medida, incrementos en provisiones, aunque observaron una correlación negativa inesperada con el periodo de COVID-19, que atribuyen a las moratorias. Por su parte, Apergis (2022) destacó que, tras la pandemia, las tasas de NPL en Europa divergen, influenciadas por diferencias en el crecimiento del PIB real, el ROA y los activos ponderados por riesgo.

3. Marco teórico y hechos estilizados

La mayoría de los estudios realizados hasta la fecha utilizan como indicador representativo del riesgo de crédito la ratio de NPL (Nikolopoulos y Tsala, 2017). Los NPL incluyen préstamos con más de 90 días de morosidad o aquellos cuyo reembolso completo es improbable sin realizar la garantía, independientemente de la materialidad o los días de impago (Trancón-Martínez et al., 2021). Aunque la definición de NPL varía entre países según la normativa internacional (Škarica, 2014:42), existe homogeneidad en los países de la Eurozona por las directrices establecidas por el BCE.

Este estudio persigue verificar la validez hipótesis previas sobre la influencia de factores bancarios y macroeconómicos en los NPL de la eurozona tras la crisis financiera y examinar la influencia del mercado laboral, utilizando indicadores menos explorados.

Entre los factores del sector bancario más analizados destacan su rentabilidad, eficiencia, flujos de crédito, liquidez, provisiones y concentración sectorial.

La rentabilidad, como cociente entre activos (ROA) o entre fondos propios (ROE), muestra una relación negativa con la ratio de NPL, ya que aproxima la calidad de la gestión bancaria. Una menor rentabilidad implica una gestión deficiente y un inadecuado control del riesgo crediticio (Louzis et al., 2012). Anastasiou et al. (2018) evidencia que el aumento de la rentabilidad reduce la morosidad en bancos de países de la eurozona.

De forma similar, la eficiencia en costes, aproximada por la ratio costes-ingresos (CTI), también se relaciona negativamente con los NPL, respaldando la hipótesis de la mala gestión. No obstante, el ahorro excesivo en costes de gestión y control puede aumentar los NPL a medio plazo al no detectar operaciones dudosas (Berger y De Young, 1997). En contraste, estos autores identifican externalidades negativas, por ejemplo, la quiebra de un sector estratégico para el banco, podrían escalar tanto los NPL como los costes operativos, esto es la hipótesis de la mala suerte. Pain (2013) apunta que el crecimiento de los bancos puede suponer ineficiencias por rendimientos decrecientes, pero mejoraría la calidad crediticia al optimizar la diferenciación del riesgo. Pese a argumentos contradictorios, predomina la evidencia empírica de una relación negativa (Podpiera y Weill, 2008; Louzis et al., 2012).

El aumento del flujo de crédito suele ir acompañado de una relajación en los requisitos de aprobación, con tasas de interés más bajas y menores garantías, lo que incrementa el riesgo de impago (Keeton, 1999). Este patrón se observa en periodos de expansión crediticia, como muestran Dell'Ariccia et al. (2012) en EE. UU., Vithessonthi (2016) en Japón y Perić y Konjusak (2017) en países CEE, con cierto decalaje temporal. Sin embargo, Messai y Jouini (2013a) argumentan que este factor no es determinante en Europa. Otros estudios destacan la importancia de considerar variables macroeconómicas de control, ya que un estancamiento económico prolongado puede aumentar la morosidad al debilitar tanto demanda como oferta de crédito (Accornero et al., 2017; Quagliariello, 2007). Atendiendo a la evidencia empírica, cabe esperar una relación positiva o no significativa en la eurozona.

También mayores niveles de liquidez pueden incentivar la concesión de crédito por parte de las Entidades, prestando menor atención a su calidad (Festić y Kavkler, 2009). Una posición desfavorable con necesidad de captar depósitos aumentaría su remuneración, suponiendo un problema de riesgo moral, mayor riesgo de crédito y problemas para activar los mecanismos de recuperación. Por tanto, riesgo de crédito y de liquidez se relacionan íntimamente de forma ambigua (Casu et al., 2019). Los estudios europeos identifican una relación positiva entre liquidez, aproximada por el LTD o el crecimiento de activos líquidos (Makri et al., 2014), pero las conclusiones sobre su significatividad pueden variar (Çifter, 2015; Magdalinos y Tsakalos, 2021).

El incremento en provisiones, diseñadas para cubrir pérdidas crediticias esperadas de forma prospectiva (Ari et al., 2020), suelen reflejar un aumento percibido en el riesgo de crédito (Lee et al., 2020). No obstante, Boudriga et al. (2009) señalan que también puede ser una estrategia para demostrar fortaleza financiera, detectando una relación

negativa con los NPL. En el contexto europeo, Messai y Jouini (2013a) evidenciaron una relación positiva entre provisiones y NPL en Italia, Grecia y España.

El crecimiento y la concentración del sector bancario incide de forma incierta en la tasa de NPL. Mientras que Beck et al. (2005) sugieren que sectores más concentrados enfrentan crisis menos severas debido a una competencia inferior y menor asunción de riesgos, otros estudios indican que, en entornos oligopólicos, los bancos podrían elevar los tipos de interés, dificultando los pagos y financiando proyectos más arriesgados por un problema de selección adversa (Berger et al., 2017). La hipótesis "*too big to fail*" señala que los grandes bancos asumen mayores riesgos, anticipando rescates gubernamentales (Nilsen et al., 2016), en un problema de riesgo moral. Pero los bancos grandes cuentan con ciertas ventajas como diversificación de cartera (Zribi y Boujelbène, 2011) y economías de escala en la gestión de riesgos si se consideran un coste fijo. No obstante, en Europa, el efecto de la concentración sobre los NPL se considera limitado (Çifter, 2015) o no concluyente (Karadima et al., 2020).

También se ha demostrado que la ratio de NPL depende significativamente de factores macroeconómicos, destacando el crecimiento económico, la inflación, los precios inmobiliarios, los tipos de interés, el endeudamiento público y las condiciones laborales.

El crecimiento del PIB real es un indicador clave para evaluar la influencia del ciclo económico, mostrando una relación anticíclica: en periodos de expansión económica, la morosidad disminuye debido a la mayor solvencia de los prestatarios, mientras que en recesiones aumenta la NPL. Esta relación ha sido ampliamente confirmada tanto en estudios nacionales como europeos (Chaibi y Ftiti, 2015; Dimitrios et al., 2016; Staehr y Uusküla, 2017; Messai y Gellali, 2019).

La relación entre la inflación y la ratio de NPL es ambigua. Por un lado, un alza de precios reduce el valor real de la deuda y suele coincidir con periodos de auge económico; por otro, inflaciones elevadas llevan a un aumento de los tipos de interés, dificultando el pago de deudas (Škarica, 2014). Además, en mercados con rigidez salarial, la inflación disminuye los salarios reales, afectando a las familias (Nkusu, 2011). En este contexto, algunos estudios hallan una relación positiva entre inflación y NPL en Europa (Čurak et al., 2013; Škarica, 2014), otros negativa (Chaibi y Ftiti, 2015), y otros minimizan su relevancia (Makri et al., 2014).

La inflación en vivienda suele asociarse a una reducción de la ratio de NPL, pues aumenta el valor de las garantías hipotecarias y la riqueza de los propietarios (Rinaldi y Sanchis-Arellano, 2006). En CEE, Nkusu (2011) confirma la relación negativa entre las variables. Adicionalmente, Tajik et al. (2015) detecta que caídas de los precios de la vivienda aumentan más la morosidad de lo que la reducen aumentos equivalentes en EEUU.

El aumento en los tipos de interés incrementa el coste de los préstamos tanto a tipo variable (Nkusu, 2011), como a los nuevos préstamos a tipo fijo por el coste de oportunidad del dinero. En la eurozona, los tipos interbancarios influyen homogéneamente y asociado la inflación, por lo que el estudio solo distingue periodos de tipos negativos.

Otros estudios destacan el impacto teóricamente ambiguo del tipo de cambio nominal en la morosidad: la apreciación mejora préstamos en divisas, pero perjudica las exportaciones (Škarica, 2014:43). Sin embargo, los países objeto de estudio tienen una moneda común y este efecto no se considera.

El aumento de la deuda pública incrementa la ratio de NPL, principalmente por la pérdida de credibilidad del sistema financiero, dificultando refinanciaciones y reestructuraciones, así como por el control del déficit que conlleva políticas fiscales contractivas o menos expansivas (Louzis et al., 2012). Esta relación positiva ha sido confirmada en estudios europeos de Castro (2013) y Roman y Bilan (2015), aunque el primero no muestra una relación significativa. Otros factores institucionales, como el marco jurídico y la estabilidad política, podrían influir, pero en la eurozona, bajo reguladores comunes, su impacto se considera menor.

Adicionalmente, durante la crisis del COVID-19, se esperaba un aumento de la morosidad, pero las medidas gubernamentales, como las ayudas y moratorias, podrían haber mitigado este efecto, beneficiando a los clientes con dificultades (Foglia, 2022). Algunos autores analizan cómo cambian los factores determinantes durante la pandemia (Ari et al., 2021; Apergis, 2022; Fakhrunnas et al., 2022) y otros revisan la relación de muertes y contagios con NPL (Kryzanowski et al., 2023). Este trabajo utiliza el enfoque de Žunić et al. (2021) aislando, mediante una variable dicotómica, el periodo COVID-19.

El segundo objetivo de este trabajo es analizar la relevancia del mercado laboral en la evolución de la morosidad, controlando el resto de factores.

Se suele utilizar la tasa de desempleo, vinculándola con el aumento de la ratio de NPL, ya que la pérdida de empleo y la caída del consumo empeora la solvencia de los prestatarios. Esta relación ha sido confirmada en diversas economías europeas (Castro, 2013; Staehr y Uusküla, 2017; Lee et al., 2020). Este estudio ampliará el análisis, evaluando el impacto de la tasa de desempleo de larga duración, relacionada con la rigidez del mercado laboral y la dificultad de la búsqueda de empleo.

Además, se analiza la influencia de los salarios en la ratio de NPL, ya que, salarios más elevados facilitan el pago de deudas de las familias, pero también suponen un coste

mayor para las empresas lo que dificultaría el pago de sus deudas. La primera relación fue evidenciada por Bukowski y Kosztowniak (2022) para préstamos a los hogares en Polonia, utilizando los costes laborales unitarios como proxy de los salarios.

Finalmente, se explora la influencia de la productividad laboral, que puede impactar de manera diversa dependiendo del tejido productivo nacional, la normativa laboral, el contexto económico y otras características del mercado de trabajo. Un aumento de la productividad podría generar mayor producción, expansión internacional o incrementos salariales por necesidades de cualificación, pero también podría excluir a trabajadores menos calificados u ociosos, dificultando su capacidad para afrontar deudas. Por lo tanto, investigar el efecto de los cambios en la productividad laboral sobre la estabilidad financiera en Europa es relevante.

4. Datos

4.1. Origen, descripción y tratamiento de datos

El periodo de análisis abarca desde el primer trimestre de 2015 hasta el tercer trimestre de 2022, con 31 observaciones trimestrales. Según el *Euro Area Business Cycle Dating Committee* (EABCDC), este periodo incluye fases de expansión y contracción económica, siendo los trimestres contractivos el 6,5% de la muestra. Para garantizar la relevancia de los resultados, se seleccionan los ocho países de la eurozona con mayor PIB en 2022, que representan el 87,41% del PIB y el 88,7% de la población de la región: Alemania, Francia, Italia, España, Países Bajos, Bélgica, Portugal y Grecia. Así, la muestra total comprende 248 observaciones, formando un panel balanceado.

Las fuentes origen de los datos utilizados en el proceso de estimación corresponden a dos instituciones de reconocido prestigio tanto Eurostat, como oficina de estadísticas de la UE, como el *Statistical Data Warehouse* y la *Consolidated Banking data - CBD2* del BCE. En la Tabla 1, se detallan las variables utilizadas, la descripción de las mismas y el origen de los datos.

Tabla 1: Descripción de las variables utilizadas en el estudio

Variable	Identificador	Descripción	Fuente
Tasa de préstamos dudosos	NPL	Préstamos y anticipos morosos brutos de todas las entidades nacionales sobre el total de préstamos y anticipos.	Banco Central Europeo, CBD2
Rentabilidad sobre activos	ROA	Rentabilidad de todos los grupos bancarios nacionales sobre su volumen de activos.	Banco Central Europeo, CBD2
Rentabilidad financiera	ROE	Rentabilidad de todos los grupos bancarios nacionales sobre sus fondos propios.	Banco Central Europeo, CBD2
Ratio costes entre ingresos	CTI	Cociente que divide los costes operativos entre los ingresos totales de los grupos bancarios nacionales.	Banco Central Europeo, CBD2
Ingresos netos no financieros	NII	Ingresos generados por actividades distintas a las operaciones tradicionales de préstamo y endeudamiento.	Banco Central Europeo, CBD2
Liquidez	LIQ	Activos líquidos entre el total de activos del sector financiero nacional a final del trimestre.	Banco Central Europeo, CBD2
Ratio de préstamos entre depósitos	LTD	Cociente que relaciona el importe de los préstamos con el volumen de depósitos.	Banco Central Europeo, CBD2
Número de grupos bancarios	NUM_BKGROUP	Número de grupos bancarios nacionales a final del trimestre.	Banco Central Europeo, CBD2
Tamaño de los bancos	BK_SIZE	Promedio trimestral del tamaño medio de la cifra de balance de las entidades financieras nacionales.	Banco Central Europeo, CBD2
Activo	ASSETS	Activo total del sector financiero nacional a final de cada trimestre.	Banco Central Europeo, CBD2
Depósitos	DEPOSITS	Valor en libros de los depósitos del sector financiero nacional a final de cada trimestre.	Banco Central Europeo, CBD2
Nivel de provisiones	PROVISIONS	Total de fondos reservados para cubrir contingencias futuras a final de cada trimestre.	Banco Central Europeo, CBD2
Ratio de provisiones entre activos	PROVI_ASSET	Cociente entre las provisiones y el activo total.	Banco Central Europeo, CBD2
Producto interior bruto	GDP	Valor de todos los bienes y servicios producidos en cada país, ajustado por la estacionalidad y calendario.	Eurostat, GDP and main components
Tasa de desempleo	UNEMP	Cociente entre desempleados y la población activa, ajustado por estacionalidad.	Eurostat, Unemployment by sex and age
Productividad laboral	LABPROD_H	Índice de productividad laboral, calculado sobre el PIB Real y el número de horas trabajadas.	Eurostat, Labour productivity and unit labour costs
Índice de precios al consumo	HICP, HIPC_S	Índice de variación de precios en bienes y servicios, con subíndice que excluye energía y alimentos estacionales.	Banco Central Europeo, Indices of Consumer prices
Índice de precios de la vivienda	gHPI	Tasa de crecimiento intertrimestral del índice de precios de vivienda nueva y de segunda mano.	Eurostat, House price index (2015 = 100) - quarterly data y Banco de Grecia, Index of prices of dwellings
Deuda pública	DEBT	Nivel de deuda pública como porcentaje del PIB al final de cada trimestre.	Banco Central Europeo, Government Finance Statistics
Costes laborales unitarios	ULC	Cociente que relaciona el coste total de la remuneración de un trabajador con el volumen de producción.	Banco Central Europeo, National accounts, Main aggregates
Tasa de desempleo de larga duración	UNEMP_LT	Porcentaje de personas desempleadas durante 12 meses o más entre la población activa.	Eurostat, Long-term unemployment by sex

Fuente: Datos recopilados de fuentes del Banco Central Europeo, Banco de Grecia y Eurostat.

Para mejorar la precisión, se han desestacionalizado los costes laborales unitarios con el método X13-ARIMA-SEATS (ULC_X13), desarrollado por el US Census Bureau en 2017 (Sax y Eddelbuettel, 2018). Además, se incluyen variables

dicotómicas para capturar el periodo de tipos de interés negativos, según datos del Euríbor a 3 meses del Cuadro 1.7. de Banco de España, entre 2015Q2-2022Q2, y el impacto de la pandemia de COVID-19, entre 2020Q2-2022Q3.

Para evitar el problema de regresión espuria, se realiza el contraste de estacionariedad de las variables de Levin, Lin y Chu (2002), adecuado para paneles largos (Baltagi, 2021), pues ha sido empleado estudios similares previos (Škarica, 2014; Szarowska, 2018) pese a la interdependencia de países. Para favorecer el rechazo de la hipótesis nula de que las series son, al menos, integradas de orden uno, se calculan tasas de crecimiento intertrimestral de las variables pues el cálculo interanual supondría una pérdida de observaciones significativa y no aporta valor en series desestacionalizadas. Los resultados muestran todas las variables son estacionarias en torno a una constante, excepto la inflación (Tabla 2). Para esta variable el test puede verse afectado por un cambio estructural a partir del 2021Q3, por la ruptura de las cadenas de suministro y efectos post-pandemia, pero se incluye en los modelos debido a su relevancia en estudios anteriores (Ćurak et al., 2013; Škarica, 2014).

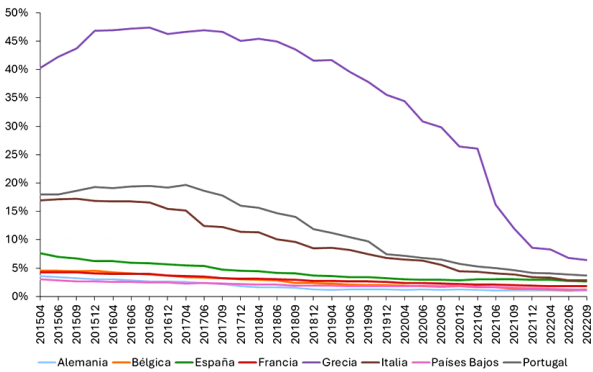
Tabla 2: Contraste de estacionariedad Levin-Lin-Chu (2002) de las variables finales

Variable	Regresión Auxiliar	Estadístico	p-valor	Conclusión
NPL	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 10]	-4,7022	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
ROA	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 10]	0,5790	0,7187	No rechazo H0: La serie no es estacionaria
gROA	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 8]	-3,8984	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
CTI	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 2]	-5,0267	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
gCTI	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 2]	-16,0405	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
LIQ	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 5]	1,3193	0,9065	No rechazo H0: La serie no es estacionaria
gLIQ	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 5]	-9,9514	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
LTD	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 10]	1,5862	0,9437	No rechazo H0: La serie no es estacionaria
gLTD	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 9]	-6,6781	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
BK_SIZE	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 8]	8,2738	1,0000	No rechazo H0: La serie no es estacionaria
gBK_SIZE	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 5]	-10,6666	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
PROVISIONS	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 7]	1,5646	0,9412	No rechazo H0: La serie no es estacionaria
gPROVISIONS	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 4]	-12,8975	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
GDP	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 2]	-4,5127	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
gGDP	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 2]	-17,8096	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
UNEMP	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 3]	-3,0186	0,0013	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
LABPROD_H	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 9]	-3,9488	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
HICP	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 10]	14,1769	1,0000	No rechazo H0: La serie no es estacionaria
gHICP	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 6]	7,5215	1,0000	No rechazo H0: La serie no es estacionaria
gHPI	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 10]	-2,0605	0,0197	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
DEBT	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 1]	-1,8456	0,0325	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
ULC	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 9]	3,0878	0,3096	No rechazo H0: La serie no es estacionaria
ULC_X13	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 10]	-7,0122	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante
UNEMP_LT	Con constante. N° Retardos (SIC) = [0, 10]	-4,2187	<0,0001	Rechazo H0: La serie es estacionaria, en torno a una constante

4.2. Análisis descriptivo de los datos utilizados

La evolución de la variable objetivo para los países objeto de estudio (Figura 1) que refleja un descenso moderado en la mayor parte de economías. Destaca Grecia presenta un comportamiento atípico en su ratio de NPL, influido por la crisis de deuda iniciada en 2010 y los rescates financieros sujetos a estrictas medidas de contención del déficit (Castillo, 2021). Portugal e Italia, también afectados por la crisis financiera y el elevado endeudamiento, mostraban tasas altas al inicio del periodo analizado, mientras que España mantenía niveles moderadamente elevados, pero más razonables. Actualmente, se observa un proceso de convergencia en las tasas de NPL, acentuado tras la pandemia de COVID-19 (Apergis, 2022).

Figura 1: Evolución de la ratio de NPL en los países de la Eurozona (2015-2022)



Posteriormente, se llevan a cabo pruebas paramétricas y no paramétricas, definidas en Sheskin (2011), para analizar la heterogeneidad de la ratio de NPL entre países. El test paramétrico Tukey HSD indica tres grupos: Grecia; Italia y Portugal; y el resto. En general, los países mediterráneos presentan mayores medias y dispersión en la ratio NPL, si bien, el test de Kruskal-Wallis rechaza la hipótesis de igualdad de distribuciones en las muestras ($p < 0,0001$) y al realizar el test Wilcoxon-Mann-Whitney por pares se confirma dicha hipótesis en la mayoría de los casos (Tabla 3).

Tabla 3: Resultado contraste Wilcoxon-Mann-Whitney por pares sobre la ratio de NPL

Países	Bélgica	Francia	Alemania	Grecia	Italia	Países Bajos	Portugal
Francia	0,1881	-	-	-	-	-	-
Alemania	0,0007	< 0,0001	-	-	-	-	-
Grecia	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	-	-	-	-
Italia	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	-	-	-
Países Bajos	0,0946	< 0,0001	0,0522	< 0,0001	< 0,0001	-	-
Portugal	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	0,0844	< 0,0001	-
España	< 0,0001	0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001

Nota: Se contrasta la H_0 de igualdad de distribución entre pares aplicando la corrección del p-valor de Benjamini y Hochberg (1995), siguiendo a Thissen et al. (2002).

Finalmente, se analiza una serie de estadísticos descriptivos sobre la ratio NPL y las variables finalmente incluidas en los modelos (Tabla 4). La ratio de NPL presenta una media de 8,83% y una mediana de 3,52%, por la heterogeneidad entre países, con máximos en Grecia y mínimos en Alemania. En el mercado laboral, la tasa de desempleo media es 9,91% y la mediana en 8,30%, pero con alta dispersión entre países, la productividad por hora trabajada supera la base (2010) en más del 75% de las observaciones y los costes laborales muestran estabilidad, además, el tratamiento de estacionalidad no distorsiona la media y mediana de la serie original 57%. En promedio, es un periodo sin crecimiento del PIB (-0,1%) y amplia dispersión. La inflación es moderada, aunque aumentó notablemente en 2022 por el

conflicto en Ucrania y la deuda pública promedio supera el 100% del PIB, con máximos en Grecia y una notable aceleración a partir del segundo trimestre de 2022.

Tabla 4: Estadísticos descriptivos de las variables finales de los modelos

INDICADOR	MEDIDA	MEDIA	SD	SD Between	SD Within	CV	IQR	MAX	P95	P75	P50	P25	P05	MIN
NPL	Ratio %	8,83%	11,94%	11,21%	5,67%	135,24%	6,35%	47,37%	43,08%	8,57%	3,52%	2,22%	1,23%	1,02%
ROA	Ratio %	15,92%	38,53%	23,57%	31,57%	242,08%	27,12%	79,66%	52,40%	35,01%	18,46%	7,89%	-29,67%	-282,26%
gROA	%	84,05%	1787,44%	332,47%	1760,06%	2126,61%	140,01%	25325,00%	189,49%	73,93%	28,87%	-66,08%	-160,66%	-9804,00%
CTI	Ratio %	60,82%	9,40%	8,14%	5,48%	15,45%	13,80%	90,67%	75,36%	67,91%	59,21%	54,11%	48,27%	33,04%
gCTI	%	0,08%	10,86%	0,43%	10,86%	13398,32%	5,57%	110,09%	10,98%	2,76%	-0,19%	-2,81%	-13,88%	-48,69%
LIQ	Ratio %	15,03%	4,64%	2,51%	4,00%	30,87%	4,99%	27,24%	21,79%	17,86%	14,99%	12,87%	4,77%	1,56%
gLIQ	%	2,02%	9,38%	1,47%	9,28%	465,20%	7,57%	53,23%	16,42%	5,99%	1,24%	-1,58%	-8,53%	-48,20%
LTD	Ratio %	89,75%	14,49%	13,34%	7,32%	16,14%	19,70%	127,92%	117,68%	98,66%	89,83%	78,96%	69,11%	56,31%
gLTD	%	-0,58%	2,45%	0,40%	2,42%	-425,29%	2,24%	15,92%	2,31%	0,60%	-0,27%	-1,64%	-4,78%	-9,88%
BK_SIZE	millones €	66.837	103.229	109.375	12.095	0,15%	57.805	390.273	327.562	64.712	28.714	6.907	4.671	4.298
gBK_SIZE	%	1,04%	4,10%	0,58%	4,07%	394,49%	3,73%	15,66%	7,64%	2,79%	0,98%	-0,95%	-4,69%	-21,92%
PROVISIONS	millones €	21.683	21.363	22.668	2.223	0,10%	29.338	72.410	68.434	32.992	14.909	3.654	1.582	1.300
gPROVISIONS	%	-0,63%	6,86%	0,62%	6,83%	-1085,60%	5,23%	33,61%	8,44%	1,86%	-1,15%	-3,38%	-9,56%	-29,55%
GDP	millones €	285	230	245	14	0,08%	341	750	729	421	207	80	43	39
gGDP	%	-0,10%	3,52%	0,14%	3,52%	-3388,60%	0,60%	21,69%	2,85%	-0,09%	-0,43%	-0,69%	-1,23%	-15,56%
UNEMP	Ratio %	9,91%	5,55%	5,46%	2,14%	55,98%	6,90%	25,70%	21,56%	12,70%	8,30%	5,80%	3,40%	2,90%
LABPROD_H	Índice (2010)	102,96	7,19	7,27	2,30	6,98%	4,78	114,13	111,28	106,97	104,20	102,19	84,69	78,32
HICP	Índice (2015)	104,38	4,87	1,60	4,64	4,67%	5,34	125,86	114,50	106,16	103,22	100,82	99,27	98,00
gHICP	%	0,55%	1,32%	0,14%	1,31%	240,06%	1,85%	5,48%	2,75%	1,46%	0,37%	-0,39%	-1,34%	-2,25%
gHPI	%	1,55%	2,32%	0,86%	2,18%	149,45%	2,10%	11,89%	4,76%	2,40%	1,40%	0,30%	-1,08%	-5,97%
DEBT	% del PIB	111,97%	38,89%	40,81%	7,04%	34,74%	44,05%	209,55%	182,89%	134,47%	108,53%	90,43%	54,25%	48,55%
ULC	Ratio %	56,81%	5,05%	3,63%	3,73%	8,89%	7,00%	75,00%	65,00%	60,00%	57,00%	53,00%	49,00%	45,00%
ULC_X13	Ratio %	56,77%	4,17%	3,62%	2,42%	7,34%	6,66%	68,84%	63,84%	59,60%	57,28%	52,94%	50,95%	48,90%
UNEMP_LT	Ratio %	4,74%	3,79%	3,71%	1,52%	80,10%	4,60%	17,00%	13,03%	6,70%	3,10%	2,10%	0,90%	0,60%

En el sector financiero, los costes suponen el 60% de los ingresos, el nivel de liquidez oscila entre el 10% y el 20% de los activos, y el 90% de los depósitos se materializan en préstamos. Francia destaca por el tamaño de sus entidades, mientras Alemania muestra un sector más atomizado. Además, las provisiones han disminuido durante este periodo.

5. Metodología

En este estudio, se aprovechan las ventajas de los modelos de datos de panel, al considerar heterogeneidad no observada, lo cual contribuye a mitigar el problema de la omisión de variables relevantes (Matilla et. al, 2017). Además, estos modelos permiten analizar dinámicas poblacionales, mejorar la precisión de la inferencia al reducir la multicolinealidad, y aumentar los grados de libertad, aprovechando toda la información disponible y eliminando potenciales sesgos de agregación. No obstante, su especificación y el diseño o recolección de datos son más

complejos, y los errores de medida pueden tener un mayor impacto en los resultados (Moral y Pérez, 2019).

Una vez obtenidas las series estacionarias a partir de las que se va a obtener el modelo final, se debe tomar la decisión sobre la especificación. Se ha evaluado el uso de modelos dinámicos utilizando métodos basados en variables instrumentales como GMM Arellano-Bond o System GMM de Arellano-Bover y Blundell-Bond (Moral y Pérez, 2019) pero, según Škarica (2014), cuando el número de observaciones temporales es mucho mayor que el número de países, los resultados podrían ser inconsistentes y menos confiables.

Por ello, se ha optado por métodos tradicionales y, teniendo en cuenta sus propiedades, el modelo de Efectos Fijos (EF) es más adecuado para este estudio debido a sus ventajas en el control de la heterogeneidad no observada (Wooldridge, 2010; Moral y Pérez, 2019), siendo adecuado cuando las variables explicativas oscilan notablemente. El modelo Pooled MCO tiene la desventaja de no controlar

adecuadamente la heterogeneidad no observada, lo que puede llevar a estimaciones sesgadas (Moral y Pérez, 2019). En este caso, pueden existir factores no observables constantes en el tiempo no controlados como la cultura financiera, los tipos de contrato, la contabilización o la regulación. El modelo de Primeras Diferencias es menos eficiente (Matilla et al., 2017:369), pudiendo llevar a otro resultado e induciendo autocorrelación residual con más de dos periodos temporales (Gujarati y Porter, 2010:601). Además, el método de EF puede ser menos sesgado cuando se viola el supuesto de exogeneidad estricta (Wooldridge, 2010:487). El estimador entre grupos elimina la variabilidad temporal, lo que lo hace inadecuado a efectos de este estudio y es menos eficiente que el de efectos aleatorios (Moral y Pérez, 2019:51). El estimador de Efectos Aleatorios (EA) se considera menos preferido porque las observaciones no se pueden describir como procedentes de una muestra aleatoria de la población (Wooldridge, 2010:493), se han seleccionado en una región concreta por su PIB. Además, algunos efectos inobservables pueden ser constantes y correlacionados con alguna de las variables explicativas, por ejemplo, el nivel de estudios o el desarrollo industrial con tasa de desempleo (Matilla et al., 2017:381). Finalmente, el estimador de Mundlak-Chamberlain presenta inconvenientes por la suposición lineal de la heterogeneidad no observada y la necesidad de estimar un gran número de parámetros (Moral y Pérez, 2019:63).

En concreto, como el objetivo del análisis es detectar los factores que influyen en la NPL a lo largo de un periodo reciente, se ha seleccionado el modelo de EF individuales, sin efectos temporales, lo que permitirá incorporar otras ficticias temporales evitando la multicolinealidad exacta (Pesaran, 2015). Por tanto, la especificación del modelo de regresión es la siguiente:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 \cdot X_{1,it} + \dots + \beta_k \cdot X_{k,it} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

Donde $i = 1, \dots, N$ es el indicador de cada país; $t = 1, \dots, T$ es el indicador de cada uno de los trimestres; $X_{j,it}$ representa el valor del regresor j para el país i en el periodo t ; α_i son los interceptos que recogen la heterogeneidad no observada entre países; Y_{it} es la ratio NPL del país i en el periodo t ; ε_{it} es el error de estimación.

Tomando como referencia Wooldridge (2001, 2010), Stock et al. (2012), Pesaran (2015) Matilla et. al (2017) y Moral y Pérez (2019), este proceso de estimación e inferencia requiere el cumplimiento de las hipótesis de exogeneidad de los regresores, independencia de las variables entre entidades, ausencia de multicolinealidad perfecta, e independencia transversal y homocedasticidad de los errores. Además, los errores deben seguir una distribución normal para asegurar la exactitud de los contrastes estadísticos cuando la muestra no es asintótica (Tabla 5).

Tabla 5: Hipótesis necesarias para la correcta inferencia en modelos de efectos fijos transversales

Supuesto	Descripción
Exogeneidad estricta de los regresores	El valor esperado del error, dadas las variables explicativas y el efecto inobservable, es cero. (Wooldridge, 2001; Matilla y otros, 2017; Moral y Pérez, 2019)
Distribución independiente entre entidades	Las variables para una entidad se distribuyen de forma idéntica a, pero independientemente de las variables de otra entidad. (Stock y otros, 2012)
Ausencia de multicolinealidad perfecta	No existe una relación lineal perfecta entre las variables explicativas, y cada variable cambia con el tiempo. (Wooldridge, 2001; Pesaran, 2015)
Ausencia de grandes atípicos	Las variables tienen momentos de orden cuatro finitos o están acotadas. (Matilla y otros, 2017; Pesaran, 2015)
Independencia transversal y homocedasticidad	Los errores son transversalmente independientes (sin autocorrelación de sección cruzada) y su varianza es constante, condicionada a las variables explicativas y el efecto inobservable. (Wooldridge, 2001; Wooldridge, 2010)
Distribución normal de los errores	Los errores deben distribuirse idéntica e independientemente como normal para asegurar la exactitud de los estadísticos de contraste sin aproximación asintótica. (Wooldridge, 2010)

El proceso de estimación se ejecuta utilizando el estimador intragrupo (Pesaran, 2015; Wooldridge, 2001) pues el coste computacional es inferior y el objetivo de este estudio no es la estimación del efecto inobservable.

La selección de las variables finales se lleva a cabo mediante un procedimiento iterativo backward, considerando todas las series estacionarias y eliminando aquellas que no sean significativas. El nivel de confianza exigido es del 90% hasta que se disponga una variable para cada una de las hipótesis a evaluar. Entre las variables que pueden explicar la misma hipótesis, como ROE y ROA, si ambas son

significativas, se escogerá la más utilizada en estudios anteriores o la que reduzca en mayor medida el SIC. Este proceso busca evitar la endogeneidad y la multicolinealidad y reducir la varianza la estimación de los parámetros.

Adicionalmente, mediante el uso de contrastes estadísticos, se dará soporte a las principales hipótesis planteadas en este capítulo garantizando que la elección de este método de estimación no es arbitraria y garantizar la robustez de los resultados de la inferencia estadística (Moral y Pérez, 2019). En la Tabla 6 se resumen los contrastes realizados sobre el modelo y la perturbación aleatoria.

Tabla 6: Descripción de los contrastes realizados sobre los modelos y sus residuos

Test	Descripción
F-test	La hipótesis nula es que todos los países tienen un intercepto común, frente a la alternativa de que al menos uno tiene un intercepto diferenciado. La distribución sigue una F de Snedecor, con grados de libertad $N-1$ y $N \cdot T - N - k$ (Snedecor, 1934). En muestra asintótica, se utiliza una distribución Chi-Cuadrado de orden $N-1$ con estimadores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación HAC de Arellano (1987).
Contraste de Hausman	La hipótesis nula es que los efectos fijos están incorrelacionados con las variables explicativas (Hausman, 1978). Si se rechaza la H_0 , el modelo de efectos fijos es consistente y el de efectos aleatorios inconsistente. El estadístico sigue una distribución χ^2_k .
LM Test de Breusch-Pagan	Contrasta la hipótesis nula de que la covarianza entre los errores de las entidades individuales es cero (Breusch y Pagan, 1980). El estadístico sigue una distribución $\chi^2_{N(N-1)/2}$ bajo la hipótesis nula y es adecuado cuando $T \rightarrow \infty$ y N es fijo.
CD Test de Pesaran	Similar al LM Test, la hipótesis nula es que los errores entre entidades son independientes (Pesaran, 2004). El estadístico sigue una distribución normal estándar $N(0,1)$ y es adecuado cuando $N \rightarrow \infty$ y T es fijo.
Test de Wooldridge (Autocorrelación)	Verifica la ausencia de autocorrelación serial de orden uno en los errores (Wooldridge, 2001). Se utiliza un contraste tipo t sobre el parámetro γ de la regresión auxiliar. La hipótesis nula es $\gamma=0$.
Test de Wald modificado (Heteroscedasticidad)	Contrasta la hipótesis nula de que la varianza de los errores es constante para cada entidad (Greene, 2000). El estadístico sigue una distribución χ^2_N y su potencia es reducida cuando N es grande y T pequeño (Baum, 2001).
Test de Jarque-Bera (Normalidad Residual)	La hipótesis nula es que los residuos siguen una distribución normal. Se evalúa en función del coeficiente de asimetría y curtosis (Jarque y Bera, 1987) y el estadístico sigue una distribución χ^2_2 .

También se utilizarán estimadores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación HAC de Arellano (1987), considerando que los parámetros de posición siguen una distribución asintótica normal. A nivel teórico la distribución asintótica se alcanza cuando $N \rightarrow \infty$, pero Kezdi (2003) demostró mediante simulaciones que las propiedades de los estimadores dependen del tamaño total de la muestra y, aunque dependa en mayor medida de N , no debería desaconsejarse el uso del estimador cuando $N \cdot T \rightarrow \infty$.

6. Análisis de los resultados

Las variables incluidas en los modelos tras el proceso de eliminación de variables *backward* y el signo esperado según lo establecido por otros autores se muestran en la Tabla 7.

Tabla 7: Variables finalistas seleccionadas y su relación esperada con la ratio de NPL

Ámbito	Descripción	Identificador	Relación esperada
Mercado laboral	Tasa de desempleo	UNEMP	(+)
	Tasa de desempleo de larga duración	UNEMP_LT	(+)
	Productividad del trabajo	LABPROD_H	(+ / -)
	Costes laborales unitarios (Salario)	ULC_X13	(+ / -)
Idiosincráticas del sector bancario	Incremento de la rentabilidad	gROA	(-)
	Mejora en la eficiencia	gCTI	(-)
	Crecimiento del crédito	gLTD	(+)
	Crecimiento de las provisiones	gPROVISIONS	(+)
	Crecimiento de la liquidez	gLIQ	(+ / -)
	Concentración del sector	gBK_SIZE	(-)
Macroeconómicas	Crecimiento del PIB Real	gGDP	(-)
	Inflación	gHICP	(+ / -)
	Crecimiento del precio de la vivienda	gHPI	(-)
	Entorno de tipos de interés negativos	d_EURI3M	(-)
	Nivel de deuda pública	DEBT	(+)
	Impacto de la pandemia COVID-19	d_COVID	(+ / -)

Como se ha mencionado previamente, el modelo que se considera más adecuado es el de efectos fijos transversales (M1), si bien, se ha estimado el modelo de efectos aleatorios, método de estimación propuesto por Nerlove (1971) que permite $K > N$, para verificar si se mantiene signo y significatividad de los parámetros estimados (M2). La estimación de los modelos y los contrastes realizados se encuentran en la Tabla 8 y la Tabla 9, respectivamente.

Tabla 8: Resultados del proceso de estimación de los modelos

Variables explicativas	Modelos Estimados				
	M1 EF	M2 EA Nerlove	M3 EF (HAC)	M4 EF (HAC)	M5 EF (HAC)
UNEMP	1,9983 (0,1732) [< 0,0001] ***	1,9505 (0,1676) [< 0,0001] ***	1,9983 (0,5737) [0,0102] **	2,0598 (0,6105) [0,0119] **	- - -
LABPROD_H	-0,0037 (0,001) [0,0003] ***	-0,0038 (0,001) [0,0002] ***	-0,0037 (0,0009) [0,0037] ***	-0,0047 (0,0008) [0,0005] ***	-0,0047 (0,001) [0,0020] ***
ULC_X13	-0,7623 (0,1217) [< 0,0001] ***	-0,7356 (0,1183) [< 0,0001] ***	-0,7623 (0,249) [0,0183] **	-0,7297 (0,2549) [0,0242] **	-0,7101 (0,2591) [0,0287] **
gROA	-0,0002 (0,0001) [0,0682] *	-0,0002 (0,0001) [0,0683] *	-0,0002 (0,0001) [0,0385] **	-0,0003 (0,0001) [0,0304] **	-0,0003 (0,0002) [0,0925] *
gCTI	-0,0250 (0,0182) [0,1715]	-0,0255 (0,0182) [0,1603]	-0,0250 (0,0089) [0,0256] **	-0,0292 (0,0069) [0,004] ***	-0,0289 (0,0065) [0,0031] ***
gLTD	0,1100 (0,092) [0,2329]	0,1104 (0,0916) [0,2282]	0,1100 (0,1301) [0,4259]	-	- -
gPROVISIONS	-0,0076 (0,0295) [0,7967]	-0,0081 (0,0295) [0,7843]	-0,0076 (0,0258) [0,7761]	-	- -
gLIQ	0,1213 (0,0237) [< 0,0001] ***	0,1202 (0,0236) [< 0,0001] ***	0,1213 (0,0463) [0,0344] **	0,1200 (0,0533) [0,0589] *	0,1390 (0,0490) [0,0254] **
gBK_SIZE	-0,0206 (0,0527) [0,6958]	-0,0203 (0,0526) [0,6994]	-0,0206 (0,0726) [0,7843]	-	- -
gGDP	-0,0875 (0,058) [0,1325]	-0,0853 (0,0578) [0,1401]	-0,0875 (0,0445) [0,0898] *	-0,0903 (0,0398) [0,0576] *	-0,0943 (0,0449) [0,0740] *
gHICP	0,0561 (0,1608) [0,7277]	0,0540 (0,1603) [0,7362]	0,0561 (0,1916) [0,7783]	- - -	- - -
gHPI	-0,5982 (0,1301) [< 0,0001] ***	-0,6217 (0,1288) [< 0,0001] ***	-0,5982 (0,2772) [0,0679] *	-0,5915 (0,2833) [0,0752] *	-0,7331 (0,2610) [0,0262] **
d_EURI3M	0,0038 (0,0089) [0,6701]	0,0042 (0,0089) [0,6352]	0,0038 (0,0082) [0,6572]	- - -	- - -
DEBT	-0,0641 (0,0357) [0,0737] *	-0,0566 (0,0337) [0,0934] *	-0,0641 (0,0758) [0,4253]	-0,1104 (0,0372) [0,0209] **	-0,0722 (0,0260) [0,0257] **
d_COVID	-0,0116 (0,0067) [0,0843] *	-0,0121 (0,0066) [0,0667] *	-0,0116 (0,0151) [0,4674]	- - -	- - -
UNEMP_LT	- - -	- - -	- - -	- - -	2,8549 (0,7529) [0,0068] ***

Nota: se representan los errores estándar entre paréntesis "()"; el p-valor entre corchetes "[]"; el indicador de rechazo de la hipótesis nula se marca con asteriscos en función del nivel de significación seleccionado siendo 1% '***', 5% '**' y 10% '*'

Tabla 9: Estadísticos y contrastes de hipótesis de los modelos estimados

Estadístico / Contraste	Modelos Estimados				
	M1 EF	M2 EA Nerlove	M3 EF (HAC)	M4 EF (HAC)	M5 EF (HAC)
R ² MCVF	0,9409	-	0,9409	0,9393	0,9420
R ² Intragrupos	0,7380	0,7338	0,7380	0,7307	0,7426
R ² Intragrupos Ajustado	0,7124	0,7166	0,7124	0,7120	0,7248
SIC	-926,18	-415,59	-926,18	-952,45	-963,71
Suma cuadrado residual (SCR)	0,2080	1,9042	0,2080	0,2138	0,2042
Nº Observaciones	8 países	8 países	8 países	8 países	8 países
	31 trimestres	31 trimestres	31 trimestres	31 trimestres	31 trimestres
F-Test: Significatividad conjunta de las variables	42,2469 [< 0,0001] ***	605,1381 [< 0,0001] ***	67,6894 [< 0,0001] ***	606,769 [< 0,0001] ***	172,234 [< 0,0001] ***
F-Test: Intercepto Común	68,9664 [< 0,0001] ***	- - -	40,5603 [< 0,0001] ***	45,3703 [< 0,0001] ***	45,6237 [< 0,0001] ***
Hausman (Nerlove)	6,81069	6,81069	113076	464188	11713,2
	0,448853	0,448853	[< 0,0001] ***	[< 0,0001] ***	[< 0,0001] ***
LM Breusch-Pagan	24,5996 [< 0,0001] ***	605,1380 [< 0,0001] ***	24,5996 [< 0,0001] ***	24,9687 [< 0,0001] ***	25,7450 [< 0,0001] ***
CD Pesaran	0,1892	0,2074	0,1892	-0,2316	-1,6921
	0,8499	0,8357	0,8499	0,8169	0,0906
Wooldridge Autocorrelación	182,8257 [< 0,0001] ***	252,6540 [< 0,0001] ***	- -	- -	- -
Wald Homoscedasticidad	638,4150 [< 0,0001] ***	- -	- -	- -	- -
Jarque-Bera	31,6296 [< 0,0001] ***	27,8121 [< 0,0001] ***	- -	- -	- -

Nota: se representan los errores estándar entre paréntesis "()"; el p-valor entre corchetes "[]"; el indicador de rechazo de la hipótesis nula se marca con asteriscos en función del nivel de significación seleccionado siendo 1% '***', 5% '**' y 10% '*'

Atendiendo a los resultados de los contrastes de especificación, el M1 podría ser adecuado, el test F rechaza la hipótesis nula de efectos fijos transversales no observables comunes entre países y, aunque el test de Hausman no permite rechazar la hipótesis de incorrelación entre efectos fijos y explicativas, la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad residual podría sesgar este contraste. Por ello, se ha estimado la matriz de varianzas y covarianzas HAC de Arellano (1987) con el objetivo de realizar inferencia estadística consistente (M3), considerando 238 observaciones una muestra asintótica. Esta corrección arroja una

conclusión del test de Hausman contraria y, por ello, se refuta que el modelo de efectos fijos es preferido este modelo al de efectos aleatorios.

Se observa divergencia en los resultados de los test de verificación de la hipótesis nula de independencia de los errores entre los países. El test LM de Breusch y Pagan (1980) rechaza la hipótesis nula mientras que el test CD de Pesaran (2004) no rechaza dicha hipótesis en todos los modelos. Habida cuenta de las propiedades en muestras asintóticas del segundo test, obtenidas por el autor mediante simulación,

a efectos de este estudio se considera que los errores entre los países son independientes.

La ausencia de colinealidad se ha verificado utilizando el coeficiente de correlación de Pearson entre las variables. Los resultados indican una correlación moderada entre los indicadores del mercado laboral y el endeudamiento público, con valores absolutos inferiores a 0,7 (Tabla 10). Esta

relación podría explicarse por el peso de las prestaciones por desempleo y cotizaciones sociales. También existe cierta correlación negativa entre la productividad laboral y la tasa de desempleo, por ser atributos del mismo mercado y factor productivo, pero no se evidencia una fuerte asociación entre estos indicadores y los costes laborales unitarios, lo que podría indicar rigideces estructurales en el mercado laboral europeo.

Tabla 10: Matriz de correlación de las variables finales (Coeficiente de correlación de Pearson)

$X_i \setminus X_j$	NPL	UNEMP	LABPROD_H	ULC_X13	gROA	gCTI	gLTD	gPROVISIONS	gLIQ	gBK_SIZE	gGDP	gHICP	gHPI	d_EUR13M	DEBT	d_COVID
NPL	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UNEMP	0,73	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
LABPROD_H	0,82	0,61	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ULC_X13	0,22	0,15	0,16	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
gROA	0,05	0,10	0,02	0,01	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
gCTI	0,01	0,01	0,04	0,02	0,01	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
gLTD	0,03	0,02	0,06	0,11	0,09	0,13	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
gPROVISIONS	0,02	0,04	0,01	0,01	0,01	0,02	0,06	-	-	-	-	-	-	-	-	-
gLIQ	0,10	0,01	0,10	0,02	0,07	0,03	0,30	0,07	-	-	-	-	-	-	-	-
gBK_SIZE	0,17	0,16	0,11	0,12	0,00	0,09	0,20	0,07	0,12	-	-	-	-	-	-	-
gGDP	0,05	0,06	0,04	0,04	0,00	0,07	0,00	0,20	0,09	0,00	-	-	-	-	-	-
gHICP	0,18	0,17	0,08	0,10	0,03	0,03	0,07	0,10	0,01	0,04	0,01	-	-	-	-	-
gHPI	0,13	0,17	0,15	0,05	0,05	0,05	0,05	0,01	0,28	0,14	0,09	0,22	-	-	-	-
d_EUR13M	0,03	0,02	0,02	0,10	0,02	0,04	0,21	0,01	0,25	0,16	0,00	0,03	0,09	-	-	-
DEBT	0,72	0,69	0,69	0,20	0,06	0,01	0,09	0,04	0,12	0,04	0,03	0,06	0,08	0,00	-	-
d_COVID	0,26	0,21	0,14	0,26	0,07	0,01	0,20	0,04	0,06	0,28	0,05	0,29	0,32	0,08	0,09	-
UNEMP_LT	0,85	0,95	0,73	0,15	0,06	0,01	0,02	0,04	0,01	0,15	0,07	0,15	0,15	0,03	0,78	0,22

Atendiendo a los resultados de todos los modelos, todas las variables son conjuntamente significativas, bajo un nivel de confianza del 99%. En cuanto al grado de ajuste, teniendo

en cuenta R^2 intragrupo ajustado, más del 70% de la variabilidad intragrupo de la tasa de NPL es explicada por la evolución macroeconómicas y financiera de cada país, una vez

descontados los efectos fijos. Este ajuste penaliza la pérdida de grados de libertad al incluir variables adicionales, permitiendo comparar modelos anidados.

En cuanto a la significatividad individual de las variables, el crecimiento de la ratio LTD, las provisiones, el tamaño bancario medio, la inflación, y las asociadas al periodo de tipos negativos y la pandemia, no se consideran significativas en M3. Tras realizar el proceso de eliminación iterativa, se obtiene el M4 que muestra la significatividad del resto de factores. El coeficiente de correlación entre la tasa de desempleo y la tasa de desempleo de larga duración (0,95) obliga a estimar el M5 para analizar el efecto de esta última, mostrando un R2 intragrupo ajustado ligeramente superior y SBIC inferior al M4, aunque ambos suponen una mejora respecto de M3.

De los resultados destaca que, en general, todas las variables significativas muestran el impacto esperado, y los parámetros de posición estimados arrojan resultados similares en todos los modelos. Por tanto, se procederá con un análisis de inferencia conjunto, realizando un análisis de sensibilidad que evalúe el efecto de cada factor mientras se mantienen constantes los demás, es decir, bajo el supuesto «ceteris paribus».

En cuanto a variables financieras, se confirma la hipótesis de que la buena gestión reduce la tasa de préstamos dudosos (Luzis et al., 2012) pues, un incremento de 10% en el ROA reduce entre 0,2 y 0,3 pb la ratio de NPL. También el aumento de la ratio CTI en 1% supondría una reducción de 2,5 a 3 pb de la ratio de NPL, lo que podría refutar también que parte del gasto se destina a control del riesgo como anticipan Berger y De Young (1997). Asimismo, la hipótesis de que un mayor nivel de liquidez se traduce en un menor control de la calidad de la concesión de crédito de Festić y Kavkler (2009) también se evidencia. No resultan significativas la ratio LTD, pues los depósitos han resultado estables, el crecimiento de las provisiones, que podrían estabilizarse por criterios de gestión y no predicen correctamente la morosidad, así como, el crecimiento del tamaño medio de las Entidades, indicando que las fusiones entre grupos bancarios impulsadas por el BCE podrían no haber surtido el impacto esperado, a pesar de su signo negativo.

En cuanto a los factores económicos, destaca la confirmación del carácter anticíclico de la morosidad europea, ampliamente contrastada en estudios anteriores a 2019 (Dimitrios et al., 2016; Staehr y Uusküla, 2017; Messai y Gellali, 2019). Si el crecimiento económico real aumenta en un 1%, la morosidad podría reducirse 10 pb. El aumento en la riqueza y en el valor de las garantías en préstamos hipotecarios, provocado por la inflación en vivienda, contribuye a la reducción de la tasa de NPL (Rinaldi y Sanchis-Arellano, 2006), pero la magnitud del impacto no coincide entre los modelos. El incremento de deuda pública también tiene un efecto incierto, incluso no significativo en M3. A nivel general, en este contexto de suficiente liquidez del sistema y bajos tipos de interés, el mayor gasto público y/o la reducción de la fiscalidad podría contribuir a la reducción de la morosidad.

Sin embargo, no resultan significativas la tasa de inflación general, en línea con la falta de consenso sobre su efecto estudiado por Makri et al. (2014), el entorno de tipos de interés, cuyo signo es opuesto al esperado con tipos negativos, y el indicador del periodo COVID-19. Este último

merece especial atención pues, resulta significativo en M1 y M2 con signo negativo, pudiendo apoyar la hipótesis de que las medidas adoptadas consiguieron evitar el traslado de la paralización de la producción al sistema financiero, pero atendiendo al resultado del M3 el impacto no es estadísticamente significativo.

Finalmente, se analiza el impacto de los indicadores del mercado laboral en la ratio de NPL. Primero, destaca la significativa influencia de la tasa de desempleo en todos los modelos, mostrando un efecto directo sobre la ratio de NPL. Un aumento del 1 % en la tasa de desempleo, implica un empeoramiento en la situación económica de familias y la caída de consumo y desaceleración productiva en empresas, por ello, genera un incremento esperado de 2% en la ratio de NPL. En segundo lugar, se evidencia que la productividad laboral es un factor determinante con una relación inversa: un aumento de un punto sobre la base 2010 reduce la ratio de NPL en 0,37 pb. Este hallazgo destaca la importancia de implementar estrategias que impulsen la eficiencia laboral, como la formación, la automatización de procesos, la flexibilidad laboral o esquemas de retribución por objetivo, pues evitarían desequilibrios financieros. En tercer lugar, un incremento de costes laborales unitarios, como proxy de salarios y otras retribuciones mejora en la solvencia de los empleados y el mayor consumo de las familias compensan los posibles impagos de empresas que soportan mayores costes laborales. Específicamente, un incremento de un punto en los ULC, basado en 2015, reduciría la tasa de morosidad más de 0,7 puntos porcentuales. Finalmente, se evidencian las consecuencias perniciosas del paro persistente, el M5 evidencia que la ratio de NPL es más sensible a la tasa de paro de larga duración, si bien, el contraste F Robusto no rechaza la hipótesis nula de que el parámetro sea igual a 2% ($p = 0,2935$).

Estos resultados permiten concluir que los factores relativos al mercado laboral han incidido de forma determinante en el comportamiento de la ratio de NPL de los países de la eurozona tras la superación de la crisis financiera de 2008.

7. Conclusiones

El contexto macroeconómico tras la crisis financiera global ha derivado en una situación de incertidumbre sobre el dinamismo del riesgo de crédito de los principales sistemas bancarios por un temor persistente a que los shocks macroeconómicos puedan reincidir de forma significativa en el sistema, mermando el bienestar de la sociedad.

Esta investigación analiza un periodo representativo del comportamiento económico tras la superación de la gran recesión, desde 2015 hasta 2022, en ocho países representativos del conjunto de la eurozona. El análisis evolutivo de la ratio de NPL en este periodo, confirma la existencia de proceso de convergencia hacia una mayor estabilidad financiera en este periodo afectando especialmente a países como España, Italia, Portugal y, fundamentalmente, Grecia que fueron los principales afectados por la crisis de la deuda soberana (Apergis, 2022).

El objetivo de este trabajo es corroborar cuáles han sido los principales factores que han hecho posible este comportamiento de la tasa de préstamos dudosos a partir de los modelos de regresión estáticos de efectos fijos.

La primera conclusión obtenida es el respaldo de la mayor parte de las hipótesis teóricas mencionadas por otros autores para otras economías y momentos temporales. Desde una perspectiva bancaria, una buena gestión no sólo aumenta los beneficios de las entidades sino que viene acompañada de un mejor control de la calidad crediticia (Louzis et al., 2012), además, las mejoras de eficiencia en costes pueden llevar a un ahorro excesivo que empeore la capacidad de identificación y control de clientes con elevada probabilidad de impago (Berger y De Young, 1997) y, por último, los aumentos en la liquidez pueden incentivar la concesión de operaciones con mayor riesgo (Festić y Kavkler, 2009). Desde una perspectiva macroeconómica, el comportamiento de la morosidad es anticíclico (Chaibi y Ftiti, 2015), los incrementos de los precios de la vivienda aumentan la riqueza de las familias y reducen la morosidad (Rinaldi y Sanchis-Arellano, 2006) y cuanto menor sea el endeudamiento público menor será capacidad de pago, colocándolas en una posición desfavorable para hacer frente a sus obligaciones (Louzis et al., 2012).

Sin embargo, la intensidad en la concesión del crédito, el crecimiento en el nivel de provisiones, el tamaño medio de las entidades o la existencia de periodos con tipos negativos, no han tenido una influencia significativa para explicar el comportamiento de los préstamos dudosos. El efecto de las medidas de contención de la pandemia ha resultado controvertido pues, a pesar de que las moratorias, avales, inyección de los fondos Next Generation y otras políticas podrían haber favorecido la contención de la morosidad, los resultados sobre su significatividad no son concluyentes.

En segundo lugar, se confirma la relevancia de los indicadores del mercado laboral para explicar el comportamiento de la tasa de NPL. Primero, la tasa de desempleo, mantiene una relación directa con la tasa de NPL como subrayan varios autores. Por tanto, si se favorece el proceso de emparejamiento entre oferentes y demandantes de empleo o se establecen políticas encaminadas a conseguir el pleno empleo, se podría producir una reducción significativa del riesgo de crédito.

Adicionalmente, este estudio evidencia que pueden existir otros indicadores del mercado laboral relevantes. Por un lado, atendiendo a las variaciones en nivel salarial, aproximados por los costes laborales unitarios, los resultados evidencian que, a pesar de que el aumento de los salarios puede incrementar los costes para las empresas, facilita el pago de deudas de las familias en mayor medida, lo que termina suponiendo una reducción de la tasa de préstamos dudosos. También pueden existir efectos de segundo orden, como el incremento del consumo privado, que provoquen una compensación del sobre coste salarial en presencia de economías de escala en la producción, favoreciendo, de este modo la solvencia de las empresas. Por otro lado, en lo que respecta a la productividad del trabajo, si las empresas son capaces de aumentar la productividad por hora trabajada podrían llegar a ser más eficientes, en consecuencia, deberían de ser capaces de afrontar con mayor solvencia el pago de las deudas y llevar a cabo incrementos salariales.

Estos resultados reflejan que la migración hacia empleos de mayor productividad en los que los costes laborales también son elevados, reduciría la tasa de morosidad. Por tanto, estamos ante industrias en las que la intervención

humana sobre el producto final genera la mayor parte del valor añadido. Para reducir la morosidad, podrían ser útiles medidas como la inversión en programas de formación, el establecimiento de salarios mínimos, la eliminación de rigideces provocadas por contratos o convenios, así como, la especialización estratégica en industrias que precisan de alto grado de cualificación como la tecnología (programadores) o servicios de expertos (médicos, notarios, etc.) o exclusivos, entre otras.

Finalmente, la existencia de desempleo persistente también debería incrementar el nivel de morosidad, por este motivo, resulta conveniente establecer medidas que favorezcan la integración laboral de desempleados de larga duración.

Los resultados aquí presentados pueden servir de utilidad a las entidades financieras con el objetivo de prevenir futuros impagos de créditos y establecer escenarios de estrés. También los supervisores bancarios europeos, pueden utilizarlos para anticipar posibles impagos o elaborar directrices de estimación de modelos internos. Además, los gobiernos nacionales pueden aplicar medidas correctivas para corregir turbulencias financieras a través de políticas fiscales óptimas o modificaciones en la legislación laboral. Finalmente, contribuye a mejorar la educación financiera para prestatarios al conocer las condiciones que favorecen el pago de sus deudas como la estabilidad en el empleo, la retribución esperada o la motivación y productividad.

Sin embargo, este estudio realizado no está exento de limitaciones. Primero, las conclusiones asumen factores independientes pese a la interdependencia de las variables económicas. Segundo, alguna variable puede violar el supuesto de exogeneidad estricta, como el desempleo y crecimiento, por lo que la inferencia realizada debe interpretarse con cautela. Tercero, sería relevante explorar modelos dinámicos para considerar el efecto contagio de los impagos e incluir retardos de las variables explicativas. Por último, aunque el tamaño muestral es considerable, podría no ser suficiente para considerar aproximaciones asintóticas.

Por tanto, este estudio puede considerarse una base sobre la que construir futuras líneas de investigación de los determinantes de la ratio de NPL ampliando el estudio con la interrelación de factores con modelos multiecuacionales, evaluación de shocks específicos con funciones impulso-respuesta (P-VAR), análisis de variables retardadas y modelos dinámicos o de econometría espacial.

8. Bibliografía

- Accornero, M., Alessandri, P., Carpinelli, L., & Sorrentino, A. (2017). Non-Performing loans and the supply of bank credit: evidence from Italy. *Social Science Research Network*, N° 374, (5-22). DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.2954995>
- Arellano, M. (1987). Computing robust standard errors for within-groups estimators. *Oxford bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 49, N° 4, (431-434). DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1987.mp49004006.x>
- Anastasiou, D., Louri, H., & Tsionas, M. G. (2018). Non-performing loans in the euro area: Are core-periphery banking markets fragmented? *International Journal of Finance & Economics*, Vol. 24, N° 1, (97-112). DOI: <https://doi.org/10.1002/ijfe.1651>
- Apergis, N. (2022). Convergence in non-performing loans across EU banks: The role of COVID-19. *Cogent Economics & Finance*, Vol. 10, N° 1, (1-8). DOI: <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.2024952>
- Ari, A., Chen, S., & Ratnovski, L. (2020). COVID-19 and non-performing loans: lessons from past crises. *SSRN Electronic Journal*, European Central Bank, Research bulletin N° 71, (1-7). DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.3632272>
- Ari, A., Chen, S., & Ratnovski, L. (2021). The dynamics of non-performing loans during banking crises: A new database with post-COVID-19 implications. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 133. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2021.106140>
- Baltagi, B. H. (2021). *Econometric analysis of panel data*. En Springer eBooks. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-53953-5>
- Baum, C. F. (2001). Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *The Stata Journal*, Vol. 1, N°1, (101-104). DOI: <https://doi.org/10.1177/1536867x0100100108>
- Beck, T., Demircuc-Kunt, A., & Levine, R. L. (2005). Bank Concentration and Fragility: Impact and Mechanics, NBER Working Paper Series, (1-53). DOI: <https://doi.org/10.3386/w11500>
- Beck, R., Jakubik, P., & Piloju, A. (2015). Key determinants of non-performing loans: new evidence from a global sample. *Open Economies Review*, Vol. 26, N°, (525-550). DOI: <https://doi.org/10.1007/s11079-015-9358-8>
- Berger, A. N., & De Young, R. (1997). Problem loans and cost efficiency in commercial banks. *Journal of banking & finance*, Vol. 21, N° 6, (849-870). DOI: [https://doi.org/10.1016/s0378-4266\(97\)00003-4](https://doi.org/10.1016/s0378-4266(97)00003-4)
- Berger, A. N., Klapper, L. F., & Turk-Ariss, R. (2017). Bank competition and financial stability. *Journal of Financial Services Research*, Vol. 35, N°2, (99-118). DOI: <https://doi.org/10.1007/s10693-008-0050-7>
- Blanco, R., & Gimeno, R. (2012). Determinants of Default Ratios in the Segment of Loans to Households in Spain. *Documentos de Trabajo No 1210*. Banco de España. DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.2007059>
- Boudriga, A., Boulila Taktak, N., & Jellouli, S. (2009). Banking supervision and nonperforming loans: a cross-country analysis. *Journal of financial economic policy*, Vol. 1, N° 4, (286-318). DOI: <https://doi.org/10.1108/17576380911050043>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies*, Vol. 47, N° 1, (239-253). DOI: <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Bukowski, S. I., & Kosztowniak, A. M. (2022). The Determinants of Non-Performing Loans in the Polish Banking Sector - the Household Loans Portfolio. *WSEAS Transactions on Business and Economics*, Vol. 19, (247-258). DOI: <https://doi.org/10.37394/23207.2022.19.23>
- Bykova, A., & Pindyuk, O. (2019). Non-performing loans in Central and Southeast Europe. *Policy Notes and Reports*, Vienna Institute for International Economic Studies, Vienna, N°32
- Castillo Manteca, J. M. (2021). Crisis de la deuda en Grecia y gestión del programa económico de austeridad por parte de Syriza, *Working Papers del Instituto Complutense de Estudios Internacionales*, N° 2101, (1-25)
- Castro, V. (2013). Macroeconomic determinants of the credit risk in the banking system: The case of the GIPSI. *Economic Modelling*, Vol. 31, (672-686). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.01.027>
- Casu, B., Di Pietro, F., & Trujillo-Ponce, A. (2019). Liquidity creation and bank capital. *Journal of Financial Services Research*, Vol. 56, N° 3, (307-340). DOI: <https://doi.org/10.1007/s10693-018-0304-y>
- Chaibi, H., & Ftiti, Z. (2015). Credit Risk determinants: evidence from a cross-country study. *Research in International Business and Finance*, Vol. 33, (1-16). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2014.06.001>
- Çifter, A. (2015). Bank concentration and non-performing loans in Central and Eastern European countries. *Journal of Business Economics and Management*, Vol. 16, N°1, (117-137). DOI: <https://doi.org/10.3846/16111699.2012.720590>
- Ćurak, M., Pepur, S., & Poposki, K. (2017). Determinants of non-performing loans - evidence from Southeastern European banking systems. *Banks and Bank Systems*, Vol. 8, N° 1, (45-53).
- Dell'Ariccia, G., Igan, D., & Laeven, L. U. (2012). Credit booms and lending standards: Evidence from the sub-prime mortgage market. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 44, N° 2 - N° 3, (367-384). DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2011.00491.x>
- Dimitrios, A., Helen, L., & Mike, T. (2016). Determinants of non-performing loans: Evidence from Euro-area countries. *Finance research letters*, Vol. 18, (116-119). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.04.008>
- Fakhrunnas, F., Nugrohowati, R. N. I., Haron, R., & Anto, M. B. H. (2022). The Determinants of Non-Performing Loans in the Indonesian Banking Industry: An Asymmetric Approach Before and During the Pandemic Crisis. *SAGE Open*, Vol. 12, N° 2, (1-5). DOI: <https://doi.org/10.1177/21582440221102421>

- Fernández de Lis, S., Martínez Pagés, J., & Saurina Salas, J. (2000). Credit growth, problem loans and credit risk provisioning in Spain. Banco de España. Servicio de Estudios., (1-32).
- Ferreira, C. (2022). Determinants of non-performing loans: a panel data approach. *International Advances in Economic Research*, Vol. 28, N°3 - N°4, (133-153). DOI: <https://doi.org/10.1007/s11294-022-09860-9>
- Festić, M. R., & Kavkler, A. (2009). The overheating of five EU new member states and cyclical risk of systemic risk in the banking sector. *Journal of business economics and management*, Vol. 10, N°3, (219-232). DOI: <https://doi.org/10.3846/1611-1699.2009.10.219-232>
- Foglia, M. (2022). Non-performing loans and macroeconomics factors: The Italian case. *Risks*, Vol. 10, N° 1, (1-13). DOI: <https://doi.org/10.3390/risks10010021>
- Greene, W. H. (2000). *Econometric analysis* 4th edition. International edition, Prentice Hall, New Jersey
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2010). *Modelos de regresión con datos de panel*, En *Econometría* (5ª. ed), McGraw Hill, México
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, Vol. 46, N° 6, (1251-1271). DOI: <https://doi.org/10.2307/1913827>
- Irina, B., & Angela, R. (2016). Effects of macroeconomic factors on bank loans quality: Evidence from Central and Eastern European countries, en *Eurasian studies in business and economics*, Springer International Publishing, (571-584). DOI: https://doi.org/10.1007/978-3-319-27573-4_36
- Jarque, C.M., & Bera, A.K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review / Revue Internationale de Statistique*, Vol. 55. N°2, (163-172). DOI: <https://doi.org/10.2307/1403192>
- Karadima, M., & Louri, H. (2020). Non-performing loans in the euro area: Does bank market power matter? *International Review of Financial Analysis*, Vol. 72, (2-29). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2020.101593>
- Keeton, W. R. (1999). Does faster loan growth lead to higher loan losses? *Economic review-Federal reserve bank of Kansas City*, Vol. 84, N° 2, (58-75).
- Keeton, W. R., & Morris, C. S. (1987). Why do banks' loan losses differ. *Economic review*, Vol. 72, N°5, (3-21).
- Kezdi, G. (2003). Robust standard error estimation in fixed-effects panel models. *SSRN Electronic Journal*. DOI: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.596988>
- Kostis, P. C. (2020). Increased Uncertainty, Credit Supply, and Non-Performing Loans in the Eurozone. *Journal of Business, Accounting and Finance Perspectives*, Vol. 2, N° 1, (1-25). DOI: <https://doi.org/10.35995/jbafp2010007>
- Kryzanowski, L., Liu, J., & Zhang, J. (2023). Effect of COVID-19 on non-performing loans in China. *Finance research letters*, Vol. 52. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103372>
- Lee, Y. Y., Dato Haji Yahya, M. H., Habibullah, M. S., & Mohd Ashhari, Z. (2020). Non-performing loans in European Union: country governance dimensions. *Journal of Financial Economic Policy*, Vol. 12, N° 2, (209-226). DOI: <https://doi.org/10.1108/jfep-01-2019-0027>
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, Vol. 108, N° 1, (1-24). DOI: [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(01)00098-7)
- Louzis, D. P., Vouldis, A. T., & Metaxas, V. L. (2012). Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. *Journal of Banking y Finance*, Vol. 36, N° 4, (1012-1027). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.10.012>
- Magdalinos, P., & Tsakalos, I. (2021). Macroeconomic and financial determinants of non-performing loans: Evidence from PIIGS. *Bulletin of Applied Economics*, Vol. 8, N° 2, (97-110). DOI: <https://doi.org/10.47260/bae/826>
- Makri, V., Tsagkanos, A., & Bellas, A. (2014). Determinants of non-performing loans: The case of Eurozone. *Panoeconomicus*, Vol. 61, N° 2, (193-206). DOI: <https://doi.org/10.2298/PAN1402193M>
- Matilla García, M., Pérez Pascual, P. A., & Sanz Carnero, B. (2017). *Econometría y Predicción*. McGraw-Hill, Madrid
- Mansilla Fernández, J. M. (2020). Non-Performing Loans, Financial Stability, and Banking Competition: Evidence for Listed and Non-Listed Eurozone Banks. *Hacienda Pública Española-Review of Public Economics*, Vol. 232, N° 1, (29-52). DOI: <https://doi.org/10.7866/hpe-rpe.20.1.2>
- Manz, F. (2019). Determinants of non-performing loans: What do we know? A systematic review and avenues for future research. *Management review quarterly*, Vol. 69, N° 4, (351-389). DOI: <https://doi.org/10.1007/s11301-019-00156-7>
- Messai, A. S., & Jouini, F. (2013a). Micro and macro determinants of non-performing loans. *International journal of economics and financial issues*, Vol. 3, N°4, (852-860). DOI: <http://www.econjournals.com/index.php/ijefi/article/download/517/pdf>
- Messai, A. S., & Jouini, F. (2013b). Les déterminants de prêts non performants. *La Revue Gestion et Organisation*, Vol. 5, N° 1, (9-15). <https://doi.org/10.1016/j.rgo.2013.10.002>
- Messai, A.S., & Gallali, M. I. (2019). Macroeconomic determinants of credit risk: A P-VAR approach evidence from Europe. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, Vol. 12, N° 1, (15-24). DOI: <https://doi.org/10.1504/ijmef.2019.098638>
- Moral Arce, I., & Pérez López, C. (2019). *Econometría de Datos de panel: Teoría y práctica*, Ibergarceta Publicaciones, Madrid.
- Nerlove, M. (1971). Further evidence on the estimation of dynamic economic relations from a time series of cross sections. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 39, N° 2, (359-382). DOI: <https://doi.org/10.2307/1913350>

- Nikolopoulos, K. I., & Tsala, A. I. (2017). Non-performing Loans: A Review of the Literature and the International Experience. En P. Monokroussos, C. Gortsos, & (Editores), *Non-Performing Loans and Resolving Private Sector Insolvency: Experiences from the EU Periphery and the Case of Greece*, Springer, (47-68). DOI: https://doi.org/10.1007/978-3-319-50313-4_3
- Nilsen, Ø. A., Sørgard, L., Heimdal, K. W., & Solberg, K. J. (2016). Competition and the riskiness of banks' loan portfolios. *Norges Bank Policy Paper*, N° 21.
- Nkusu, M. M. (2011). Nonperforming loans and macrofinancial vulnerabilities in advanced economies. IMF Working Papers, 2011, N° 161. DOI: <https://doi.org/10.5089/9781455297740.001>
- Ozili, P. K. (2019). Non-performing loans and financial development: new evidence. *The Journal of Risk Finance*, Vol. 20, N° 1, (59-81). DOI: <https://doi.org/10.1108/jrf-07-2017-0112>
- Pain, D. (2013). The provisioning experience of the major UK banks: a small panel investigation. Social Science Research Network, Bank of England Working Paper N° 177, (5-36). DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.425760>
- Perić, B. Š., & Konjusak, N. (2017). How did rapid credit growth cause non-performing loans in the CEE countries? *South east European journal of economics and business*, Vol. 12, N° 2, (73-84). DOI: <https://doi.org/10.1515/jeb-2017-0019>
- Pesaran, M.H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, CESifo Working Paper Series N° 1229, IZA Discussion Paper No. 1240. DOI: <http://ssrn.com/abstract=572504>
- Pesaran, M. H. (2015). Time series and panel data econometrics. Oxford University Press, Oxford. DOI: <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780198736912.001.0001>
- Podpiera, J., & Weill, L. (2008). Bad luck or bad management? Emerging banking market experience. *Journal of financial stability*, Vol. 4, N° 2, (135-148). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2008.01.005>
- Quagliariello, M. (2007). Banks' riskiness over the business cycle: a panel analysis on Italian intermediaries. *Applied Financial Economics*, Vol. 17, N° 2, (119-138). DOI: <https://doi.org/10.1080/09603100500486501>
- Rinaldi, L., & Sanchis-Arellano, A. (2006). Household debt sustainability: What explains household non-performing loans? An empirical analysis, Social Science Research Network, ECB Working Paper N° 570, (1-28). DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.872528>
- Roman, A., & Bilan, I. (2015). An empirical analysis of the macroeconomic determinants of non-performing loans in EU28 banking sector. *Revista eCONOMICA*, Vol. 67, N° 2, (108-127).
- Salas, V., & Saurina, J. (2002). Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings banks. *Journal of Financial Services Research*, Vol. 22, N° 3, (203-224). DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1019781109676>
- Sax, C., & Eddelbuettel, D. (2018). Seasonal adjustment by x-13arima-seats in R. *Journal of Statistical Software*, Vol. 87, N° 11, (1-17). DOI: <https://doi.org/10.18637/jss.v087.i11>
- Sheskin, D. (2011). *Handbook of parametric and nonparametric statistical procedures* (5th Ed.). Chapman & Hall/CRC, New York,
- Siakoulis, V. (2017). Fiscal policy effects on non-performing loan formation. SSRN Electronic Journal, Working Papers 224, Bank of Greece. DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.4192683>
- Sinkey Jr, J. F., & Greenawalt, M. B. (1991). Loan-loss experience and risk-taking behavior at large commercial banks. *Journal of Financial services research*, Vol. 5, N° 1, (43-59). DOI: <https://doi.org/10.1007/bf00127083>
- Škarica, B. (2014). Determinants of non-performing loans in Central and Eastern European countries. *Financial Theory and Practice*, Vol. 38, N° 1, (37-59). DOI: <https://doi.org/10.3326/fintp.38.1.2>
- Staehr, K., & Uusküla, L. (2017). Forecasting models for non-performing loans in the EU countries (No. wp2017-10). Banco de Estonia. DOI: <http://dx.doi.org/10.23656/25045520/102017/0149>
- Stock, J. H., Watson, M. W., & Larrion, R. S. (2012). Regresión con datos de panel. en *Introducción a la Econometría* (3ª. Ed.), Pearson Educación, Madrid, (249-274).
- Syed, A. A. (2021). Determinants of Nonperforming Loans: A Review of Empirical Evidence. En E. Özen, S. Grima, R. Dalli Gonzi, & (Editors), *New Challenges for Future Sustainability and Wellbeing* Emerald Publishing Limited, Bingley (Reino Unido) (277-306).
- Szarowska, I. (2018). Effect of macroeconomic determinants on non-performing loans in Central and Eastern European countries. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, Vol. 11, N° 1, (20-35). DOI: <https://doi.org/10.1504/IJMEF.2018.10008415>
- Tajik, M., Aliakbari, S., Ghali, T., & Kaffash, S. (2015). House prices and credit risk: Evidence from the United States. *Economic Modelling*, Vol. 51, (123-135). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.08.006>
- Tatarici, L. R., Kubinski, M. N., & Barnea, D. (2020). Determinants of Non-Performing Loans for the EEC Region. A Financial Stability Perspective. *Management y Marketing. Challenges for the Knowledge Society*, Vol. 15, N° 4, (621-642). DOI: <https://doi.org/10.2478/mmcks-2020-0036>
- Thissen, D., Steinberg, L., & Kuang, D. (2002). Quick and easy implementation of the Benjamini-Hochberg procedure for controlling the false positive rate in multiple comparisons. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, Vol. 27, N° 1, (77-83). DOI: <https://doi.org/10.3102/10769986027001077>
- Trancón Martínez, J., Rodríguez García, C. J., Mosqueira Ascaso, A., Pallarés Sanchidrián, J., Población García, F. J., & Sierra Román, D. (2021). Inversión crediticia: clasificación y cobertura. En *Manual de contabilidad bancaria*, Pirámide, Madrid, (159-169).

- US Census Bureau (2017). X-13ARIMA-SEATS Reference Manual. Time Series Research Staff, Center for Statistical Research and Methodology, US Census Bureau, Washington, DC, USA, Vol. 1, N° 1, (1-13). DOI: <http://www.census.gov/srd/www/x13as/>
- Vithessonthi, C. (2016). Deflation, bank credit growth, and non-performing loans: Evidence from Japan. *International review of financial analysis*, Vol. 45, (295-305). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2016.04.003>
- Wooldridge, J. M. (2001). Basic Linear Unobserved Effects Panel Data Models. En *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, (247-298)
- Wooldridge, J. M. (2010). Métodos avanzados para datos de panel. En *Introducción a la econometría un enfoque moderno* (4ª. ed.), Cengage Learning, México (481-505)
- Zribi, N., Boujelbène, Y., 2011. The factors influencing bank credit risk: the case of Tunisia. *Journal of Accounting and Taxation*, Vol. 3, N° 4, (70-78). DOI: <https://doi.org/10.5897/jat11.006>
- Žunić, A., Kozarić, K., & Dželihodžić, E. Ž. (2021). Non-performing loan determinants and impact of covid-19: Case of Bosnia and Herzegovina. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, Vol. 10, N° 3, (5-22). DOI: <https://doi.org/10.2478/jcbtp-2021-00>