



VNIVERSITAT DE VALÈNCIA

Programa de Doctorat en Economia Social (Cooperatives i Entitats No
Lucratives)

POLÍTICA MONETARIA Y DESIGUALDAD DESDE UNA PERSPECTIVA INCLUSIVA Y DE BANCA SOCIAL

MONETARY POLICY AND INEQUALITY FROM AN
INCLUSIVE AND SOCIAL BANKING PERSPECTIVE

TESIS DOCTORAL

Autor: Juan Francisco Albert Moreno

Dirigida por: Rafael Chaves Ávila y Carlos Ochando Claramunt

Valencia, mayo de 2021

A mi mujer y mis padres por su apoyo incondicional.
Espero con esta tesis devolverles a través del orgullo
un poco de todo lo que me han dado.

Esta tesis doctoral ha sido apoyada financieramente
por el contrato predoctoral FPU16/03957 del
Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades de
España.

This thesis has been supported by the predoctoral
contract FPU16/03957 from the Ministerio de
Ciencia, Innovación y Universidades (Spain).

Agradecimientos

Tras varios años de intenso trabajo concluyó mi tesis doctoral escribiendo esta sección de agradecimientos. Estos cuatro años han sido una montaña rusa de emociones y sensaciones, pero con un balance final más que positivo. Este tiempo ha supuesto un enorme aprendizaje para mí tanto en el ámbito profesional como en el personal. Y por supuesto, este bonito proceso no hubiese sido viable sin muchas de las personas que son parte y cómplices del resultado que en estas hojas se proyecta.

En primer lugar, me gustaría agradecer la gran ayuda recibida a mis dos directores de tesis, Carlos Ochando y Rafael Chaves. Sin ellos este trabajo y esta experiencia no hubiesen sido posible. Solo puedo decir cosas positivas de ellos, pero me gustaría resaltar la confianza ciega depositada en mí, su apoyo en todo momento y el trato como un igual. Esta confianza plena me ha servido para valorarme, valorar mi trabajo y ha alimentado diariamente una motivación tan necesaria en este largo proceso.

En segundo lugar, me gustaría agradecer el trabajo realizado por todos los coautores del compendio de publicaciones. A parte de mis dos directores de tesis, han colaborado en los distintos artículos Nerea Gómez, Alberto Pérez y Antonio Peñalver. Su colaboración ha permitido conseguir un mejor resultado científico, me han hecho la carga laboral y psicológica más llevadera y me ha ayudado a obtener las cuatro publicaciones que aquí se presentan.

En tercer lugar, quiero agradecer a la *London School of Economics and Political Science* (LSE) y *De Nederlandsche Bank* (DNB) por las estancias de investigación realizadas en 2018 y 2020 respectivamente en ambos centros. No exagero si digo que los meses de estancia vividos en Londres han sido los más fructíferos profesionalmente y más enriquecedores en lo personal de estos cuatro años y diría de toda mi vida. Por ello, agradezco al *Cañada Blanch Centre* de la LSE y a su exdirector y premio Príncipe de Asturias, Paul Preston, la oportunidad brindada para llevar a cabo mi primera estancia de investigación. También quiero agradecer especialmente a Maurice Bun y al resto de miembros de la *Research Division* del banco central de los Países Bajos (DNB), la oportunidad de trabajar con ellos durante mi segunda estancia y conocer de primera mano esta institución en un contexto tan complicado como una pandemia global.

No quiero dejar de agradecer a la Fundación Banco Sabadell y a la Fundación Alternativas por las respectivas ayudas a la investigación concedidas en el transcurso de mi periodo doctoral. Por supuesto, mencionar de nuevo al Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades por concederme un contrato FPU que me ha permitido vincularme laboralmente a la Universidad de Valencia durante estos cuatro años. A este respecto quiero agradecer también a muchos de los profesores, investigadores y personal del departamento de Economía Aplicada y el IUDESCOOP por su ayuda y su trato como uno más desde el primer día.

Finalmente, y no menos importante, me gustaría recalcar el agradecimiento a mi mujer, Nerea, por ser mi compañera desde los inicios en este viaje, por ser parte importante del resultado de esta tesis y por apoyarme incondicionalmente en los momentos más duros. Del mismo modo, quiero agradecer a mis padres, Leonor y Juan Francisco, por todo lo que me han dado, también a mi hermano, José María. Espero que teniendo un doctor en la familia puedan sentirse orgullosos y así pueda devolverles un poco de todo lo que me han dado.

INDICE / INDEX

I.	RESUMEN GENERAL EN CASTELLANO	3
1.	Contexto de la tesis doctoral.....	3
2.	Objetivos y estructura.....	8
3.	La relación entre la política monetaria y la desigualdad.....	9
4.	Bancos cooperativos y desigualdad	13
5.	Relevancia	15
6.	Conclusiones principales e implicaciones de la tesis doctoral	17
II.	SUMMARY IN ENGLISH.....	19
7.	Context of the dissertation	19
8.	Objectives and structure	23
9.	The relationship between monetary policy and inequality	24
10.	Cooperative banks and inequality	28
11.	Relevance.....	29
12.	Main conclusions and implications of dissertation	31
III.	REFERENCIAS / REFERENCES	33
IV.	ANEXOS: ARTÍCULOS DEL COMPENDIO / ANNEXES: COMPENDIUM ARTICLES.....	39

I. RESUMEN GENERAL EN CASTELLANO

1. Contexto de la tesis doctoral

Desde la década de los años 60 importantes innovaciones han surgido en el ámbito de la política monetaria. Los fundamentos de los modelos teóricos desarrollados por Friedman (1968) y Phelps (1967) gozaron de consenso en el campo académico y político. Estos modelos, que introducían el papel de las expectativas, si bien reconocían la existencia de una relación negativa entre el desempleo y la inflación en el corto plazo – la Curva de Phillips, negaban la existencia de tal relación en el largo plazo. Si un banco central ambicionaba reducir la tasa de desempleo cíclica por debajo de la tasa de desempleo natural esto solo podría llevar a una espiral inflacionista: elevada inflación sin mejoras en el crecimiento económico o el empleo en el largo plazo.

Casi simultáneamente, muchos estudios teóricos y empíricos mostraban que una elevada inflación y/o incertidumbre coincidían con elevados costes tanto en términos de crecimiento como de bienestar (Barro 1995; Bassanini y Scarpetta, 2001; Briault, 1995; Fischer 1993). Además, algunos estudios apuntaban a que, aunque en el corto plazo crecimientos inesperados de la inflación podrían reducir la desigualdad, en el largo plazo una baja y estable inflación era lo más conveniente para reducir la desigualdad de ingresos (Romer y Romer, 1998). Como resultado de estas investigaciones el consenso era obvio, la mejor receta para fomentar el crecimiento y el bienestar era mantener la estabilidad de la inflación y la mejor forma de conseguirlo era garantizando la independencia del banco central. Concretamente, el consenso se basaba en dotar a los bancos centrales de credibilidad e independencia instrumental para llevar a cabo la política monetaria, mientras se les imponía un mandato de estabilidad de precios limitado y bien definido. Así, se podría reducir la presión política que se presumía que ambicionaba reducir la tasa de desempleo cíclica a través de una mayor inflación en el corto plazo, evitando la posibilidad de entrar en el terreno de la inconsistencia temporal (Vonessen et al., 2020).

Como consecuencia de lo anterior, a partir de finales de la década de los 70 muchos países alrededor del mundo llevaron a cabo reformas legislativas para dotar de independencia a sus bancos centrales y adoptaron una estrategia de política monetaria fijando la estabilidad de precios como objetivo principal (Dikau y Volz, 2020). Con la implementación de estas reformas y priorizando la estabilidad de precios, sus defensores

no solo argumentaban que era la mejor forma de garantizar un bienestar sostenido, también era considerado óptimo desde un punto de vista ético: el control de la inflación contribuye a preservar la libertad individual evitando que el Estado abuse de sus poderes de monopolio sobre la emisión de dinero y la imposición de impuestos mediante un crecimiento inesperado de la inflación (Tucker, 2018).

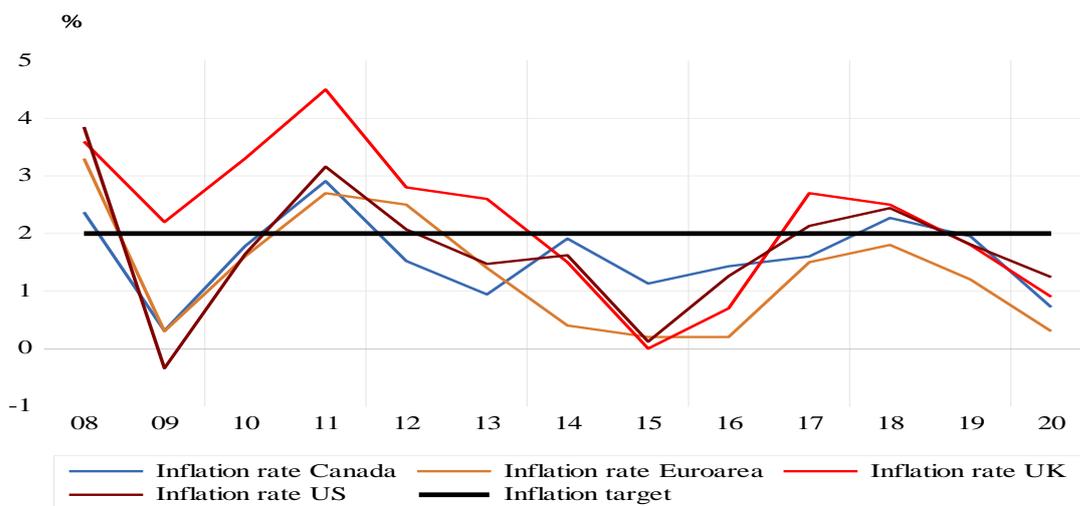
Durante las últimas décadas numerosos bancos centrales fueron fijando su objetivo de inflación – normalmente alrededor del 2 por ciento. Se optó por esta cifra porque se consideró que estaba suficientemente cercana a cero como para garantizar la estabilidad de precios, especialmente teniendo en cuenta la tendencia de las mediciones oficiales de los precios a exagerar el aumento del coste de la vida, pero lo suficientemente alta como para evitar brotes indeseados de deflación. Una vez que unos pocos bancos centrales habían adoptado el objetivo del 2%, fue más fácil para el resto elegir también esa cifra. De esta forma y si todos actuaban de la misma forma, los bancos centrales se aseguraban de no ser tachados de irresponsables si sucedía algún contratiempo (Summers et al., 2018). Una vez fijado el objetivo, con el instrumento de los tipos de interés, los bancos centrales solo tenían que seguir explícita o implícitamente la regla de Taylor (1993) - fijar el tipo de interés real por encima del natural cuando la inflación esté por encima del objetivo, y viceversa cuando la inflación esté por debajo del objetivo - para estabilizar el ciclo económico y alcanzar la tan ansiada estabilidad de precios. Además, bajo el régimen de objetivo de inflación el banco central solo debía preocuparse por el control de los precios. La “divina coincidencia” garantizaría que, en ausencia de shocks de oferta, el banco central es capaz de conseguir objetivos simultáneos sin que se produzca un *trade off* entre inflación y output gap deseado (Blanchard y Gali, 1995).

Durante muchos años, en el periodo conocido como la Gran Moderación todo parecía funcionar a la perfección. La evidencia apuntaba a que la independencia del banco central había conseguido reducir la volatilidad en la inflación en muchas economías sin producir costes en términos de crecimiento o empleo, especialmente en las economías desarrolladas (Alesina and Summers, 1993; Cukierman, 2008). Sin embargo, esta armonía se quebró con la llegada de la Gran Recesión. La crisis económica y financiera de 2008 y, más recientemente, la crisis derivada por la pandemia de la COVID-19, ha llevado a importantes cambios en el diseño de la política monetaria y el papel de los bancos centrales. Por un lado, la Gran Recesión puso en evidencia la estrecha relación entre la estabilidad de precios y la estabilidad financiera (Balls et al., 2018). Esto ha

conducido a que en los últimos años muchos bancos centrales decidan adoptar responsabilidades macro y micro prudenciales.

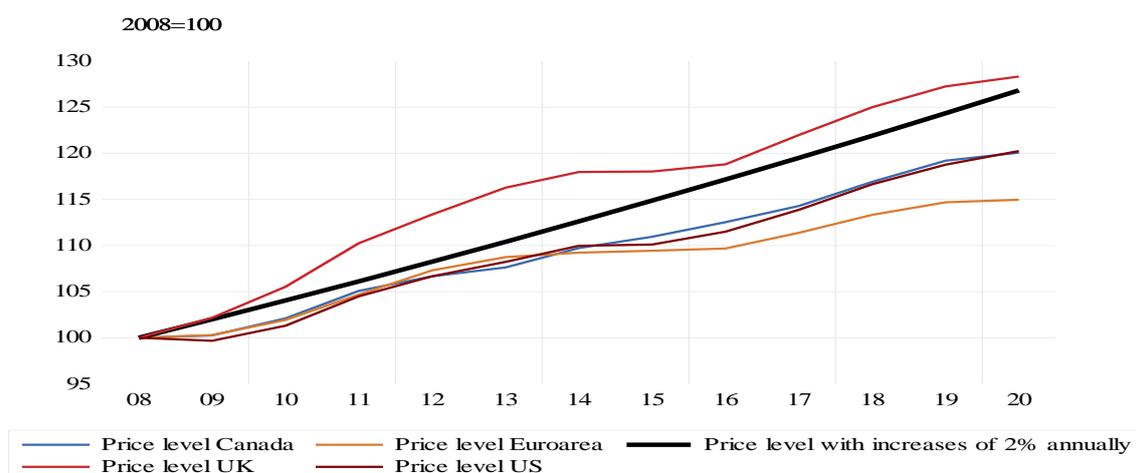
No obstante, la innovación más importante ha sido la aplicación de un amplio conjunto de nuevos instrumentos de política monetaria que los bancos centrales han venido utilizando en las dos últimas décadas. La caída secular de los tipos de interés hasta alcanzar el ELB llevó a que los bancos centrales adoptaran un amplio conjunto de políticas no convencionales: *forward guidance*, flexibilización cuantitativa, operaciones de financiación a largo plazo o tipos de interés negativos. Sin embargo, estas políticas no convencionales tampoco han tenido un resultado del todo exitoso a tenor de que la tasa de inflación se ha mantenido por debajo del objetivo durante muchos periodos en la última década. El gráfico 1 muestra la evolución de la inflación en los últimos años en distintas áreas monetarias con un nivel relativamente elevado de desarrollo económico. Asimismo, el gráfico 2 muestra la evolución del nivel de precios para las mismas áreas tomando como año base el 2008. El gráfico muestra la desviación a la baja del nivel de precios en todas estas economías, a excepción del Reino Unido, con respecto al cumplimiento de objetivo de inflación del 2% anual. En ambos gráficos se muestra como la inflación y el nivel de precios se ha situado persistentemente por debajo del objetivo en EE. UU., Canadá y la Eurozona.

Gráfico 1: Evolución de la tasa de inflación.



Fuente: Respectivos bancos centrales

Gráfico 2: Evolución del nivel de precios. Año base 2008.



Fuente: Respetivos bancos centrales

En este contexto y simultáneamente, la implementación de estas políticas monetarias no convencionales ha coincidido con altos y crecientes niveles de desigualdad. Este hecho ha propiciado que muchos actores económicos empiecen a preocuparse por los efectos distributivos indeseados de la política monetaria. La inquietud sobre la relación entre la política monetaria y la desigualdad ha sido notoria tanto en la academia con un número creciente de estudios (ver, por ejemplo, Coibion et al., 2017; Colciago et al., 2019), en los medios de comunicación, incluso en el seno de los bancos centrales.

A estos efectos, muchos banqueros centrales se han pronunciado en los últimos años sobre los efectos distributivos de la política monetaria mostrando una progresiva preocupación, aunque no se ha alcanzado un consenso sobre si el efecto final de sus políticas es beneficioso o perjudicial para la desigualdad.

Por ejemplo, Yves Mersch, miembro del Consejo Ejecutivo del Banco Central Europeo en 2014, subrayó:

“Non-conventional monetary policy, in particular large scale asset purchases, seem to widen income inequality, although this is challenging to quantify” (Mersch, 2014).

Contrariamente, quién fuera el 3^{er} presidente del Banco Central Europeo, Mario Dragui, argumentó:

“Over the medium-term, it is unambiguous that monetary policy has positive distributional effects through macroeconomic channels. Most importantly, it reduces unemployment, which benefits poorer households the most. And a faster return to full employment should, in turn, contribute to lower future inequality, since we know that if unemployment lasts too long it can lead to permanent income losses through labour market scarring.” (Dragui, 2016).

Por tanto, el efecto y el signo final sobre las consecuencias distributivas de la política monetaria sigue estando muy abierto. En esta tesis doctoral se pretende arrojar luz sobre estos potenciales efectos analizando teórica y empíricamente las consecuencias distributivas de estas políticas y los diversos canales de transmisión.

En otro orden de cosas, diversos estudios han mostrado que el desarrollo financiero está estrechamente correlacionado con el crecimiento económico y la reducción de la pobreza y la desigualdad (Roubini y Bilodeau, 2008). Además, un número creciente de estudios señala que los bancos cooperativos tienen un impacto mayor y diferencial en el crecimiento económico regional que los bancos tradicionales (Ayadi et al., 2010). Estas diferencias se deben principalmente a que los bancos cooperativos operan a nivel regional impulsando la inclusión financiera y financiando proyectos dentro de cada región, limitando así la fuga de capitales de las regiones más pobres a las más ricas. Cornée et al. (2018) señalan que los bancos cooperativos mantienen cuatro principios diferenciales con otras instituciones financieras que promueven el desarrollo regional: (i) composición y gobernanza democrática; (ii) proximidad e inversión local; (iii) gestión prudente; y (iv) objetivos orientados al largo plazo. Los principios compartidos por los bancos cooperativos europeos juegan un papel importante en el compromiso por la comunidad, en el desarrollo económico local y regional y en su compromiso para ampliar la inclusión financiera de aquellos agentes tradicionalmente marginados por el resto de las instituciones bancarias tradicionales (Monzón y Chaves, 2012). Todos estos factores comunes a los bancos cooperativos podrían tener un impacto importante sobre las desigualdades económicas.

2. Objetivos y estructura

En esta tesis doctoral se evalúan empíricamente los efectos de la política monetaria sobre la desigualdad tanto de renta como de riqueza en dos de las principales áreas monetarias del planeta: la Eurozona y EE. UU. Asimismo, para el caso del área del euro se evalúa la interacción entre las dinámicas de la desigualdad de renta con la actividad bancaria distinguiendo entre estructuras bancarias. Concretamente, se evalúa empíricamente si los bancos cooperativos tienen un impacto diferencial sobre la evolución de la desigualdad con respecto a otras estructuras bancarias como los bancos comerciales o las cajas de ahorro. Se han empleado distintas metodologías tanto macroeconómicas (SVAR, Proxy SVAR) como microeconómicas (simulaciones y estimaciones con datos panel) para llevar a cabo la parte empírica de la investigación. Todas estas técnicas econométricas están perfectamente documentadas y extensamente explicadas en los artículos correspondientes.

La presente tesis doctoral se ha realizado por compendio de publicaciones. A lo largo de esta introducción se aborda el contexto, se realiza una breve descripción de la relación existente entre la política monetaria y la desigualdad y de la relación entre los bancos cooperativos y la desigualdad. Finalmente, se señala la relevancia y las principales conclusiones obtenidas. En el anexo se muestran los artículos completos.

Concretamente, la tesis doctoral comprende de los siguientes cuatro artículos publicados o aceptados para la publicación en la fecha de depósito de la tesis:

- I. Albert, J. F., Gómez-Fernández, N., & Ochando, C. (2019). Effects of unconventional monetary policy on income and wealth distribution: Evidence from United States and Eurozone. *Panoeconomicus*, 66(5), 535-558. Publicado en 2019 en *Panoeconomicus* (Revista indexada en el área de *Economics* (JCR, Q4) y (SJR, Q2)).
- II. Albert, J. F., Peñalver, A., & Perez-Bernabeu, A. (2020). The effects of monetary policy on income and wealth inequality in the US Exploring different channels. *Structural Change and Economic Dynamics*, 55, 88-106. Publicado en 2020 en

Structural Change and Economic Dynamics (Revista indexada en el área de *Economics* (JCR, Q1) y (SJR, Q2)).

- III. Albert, J. F. & Gómez-Fernández, N. (online-first). Monetary Policy and the redistribution of net worth in the U.S..*Journal of Economic Policy Reform*. DOI: 10.1080/17487870.2021.1895778. Aceptado para la publicación en marzo de 2021 (Revista indexada en el área de *Economics* (JCR, Q2) y (SJR, Q1)).
- IV. Albert, J. F. & Chaves, R. (online-first). Estructura bancaria y desigualdad de renta. La banca cooperativa marca la diferencia. *CIRIEC-España, revista de economía pública, social y cooperativa*. Aceptado para la publicación en febrero de 2021 (Revista indexada en el área de *Economics* (SJR, Q2) y *Sociology and Political Science* (SJR, Q1)).

3. La relación entre la política monetaria y la desigualdad

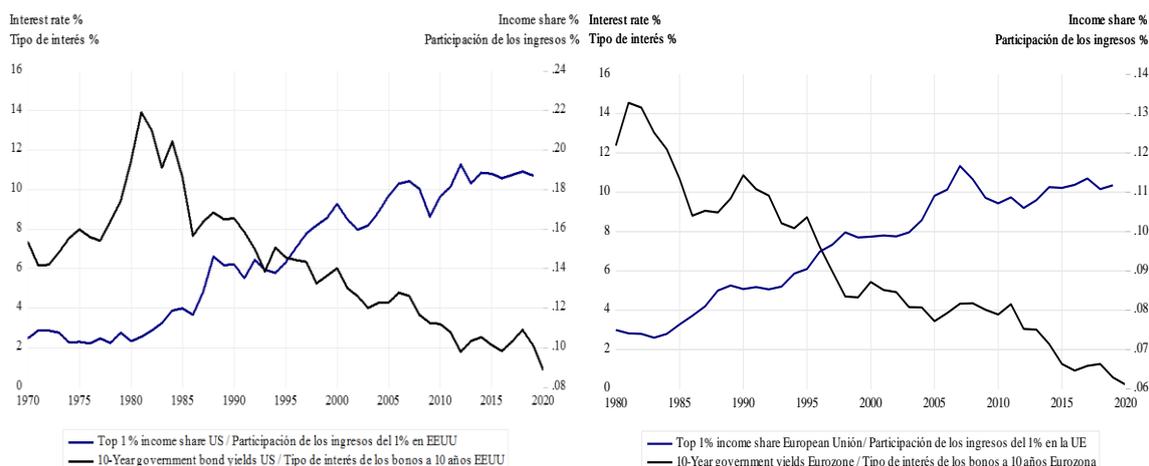
Los efectos distributivos de la creación monetaria no son nuevos en la historia económica. Cantillon (1755) explicaba a través de su “efecto Cantillón” como cambios en la cantidad de dinero producen cambios en la actividad económica y en los precios relativos, implicando efectos distributivos. Sin embargo, con los modelos de agentes representativos y la teoría de neutralidad del dinero que ha dominado el pensamiento económico en los últimos años, los posibles efectos distributivos de la política monetaria han sido tradicionalmente considerados como efectos secundarios de menor importancia.

Así pues, los bancos centrales hasta la fecha no se han preocupado por las desigualdades. Se ha considerado que la política monetaria era neutral en el largo plazo y eran las políticas fiscales y/o laborales las que tenían que lidiar con los aspectos distributivos (Bernanke, 2015). Sin embargo, como se ha argumentado en la sección anterior, con la implementación de las medidas no convencionales extraordinariamente laxas de política monetaria en muchas economías occidentales, junto con el aumento de los niveles de desigualdad tanto de renta como de riqueza en estas economías desarrolladas, ha resurgido la preocupación por los posibles efectos distributivos de la política monetaria.

El gráfico 3 muestra para EE. UU. y la Eurozona la correlación negativa entre los tipos de interés de la deuda pública a 10 años y la participación en los ingresos del 1% de la población con mayores ingresos. Se observa como desde los años 80 se ha producido una caída continuada de los tipos de interés que ha coincidido con un aumento también continuo de la desigualdad de ingresos¹. El gráfico 4 muestra esta relación negativa, en este caso, para la desigualdad de riqueza. La caída sostenida del tipo de interés ha venido acompañada de un incremento sustancial en la participación de la riqueza del 1% más rico de la población².

La relación entre ambas tendencias es uno de los factores que ha motivado el estudio de la relación entre la política monetaria y la desigualdad al objeto de discernir si existe una relación causal.

Gráfico 3: Relación negativa entre los tipos de interés y la desigualdad de ingresos.

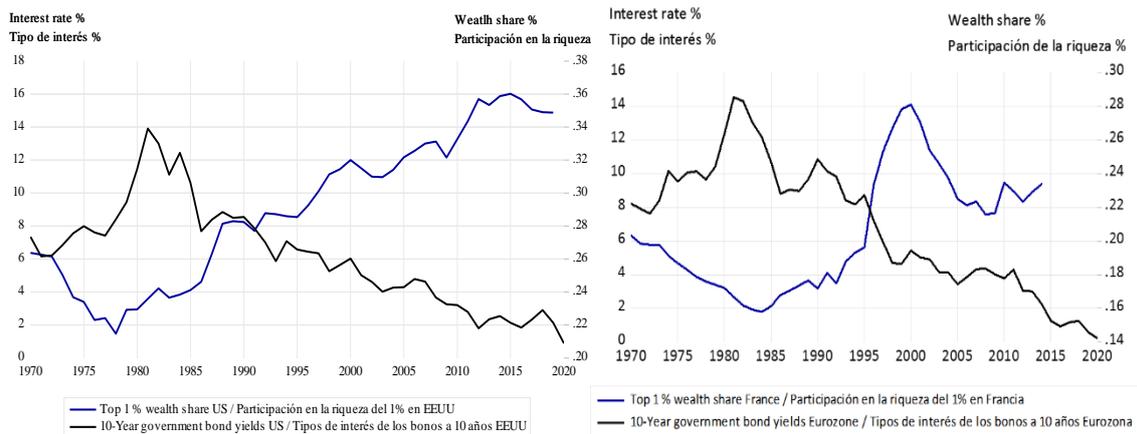


Fuente: Datastream y World Inequality Database

¹ Como medida de desigualdad en el gráfico se emplea la participación en los ingresos del 1% de la población con ingresos más elevados. Sin embargo, se encuentra una tendencia similar si se usan medidas alternativas de desigualdad como, por ejemplo, el coeficiente Gini.

² Para el caso de la Eurozona se ha empleado como medida de desigualdad la participación en la riqueza del 1% más rico en Francia por la disponibilidad de datos. Para el conjunto del área del euro, la Unión Europea u otros países miembros no hay datos con un periodo temporal tan largo.

Gráfico 4: Relación negativa entre los tipos de interés y la desigualdad de riqueza.



Fuente: Datastream y World Inequality Database

Canales de transmisión

En los últimos años, muchos trabajos teóricos y empíricos han tratado de discernir y cuantificar los canales de transmisión a través de los cuales la política monetaria podría implicar cambios tanto en la desigualdad de renta como de riqueza (ver, por ejemplo, Coibion et al. 2017 o Colciago et al. 2019).

Estos estudios establecen que la política monetaria podría afectar a la desigualdad de renta a través de distintos canales. A continuación, se señalan los más importantes, aunque otros canales y explicaciones más detalladas y formales se pueden encontrar en los artículos completos:

- 1) Canal de la heterogeneidad de los ingresos: reducciones en el tipo de interés que consiguen incrementar el nivel de empleo y los salarios benefician más a los hogares de la parte baja de la distribución que son normalmente los más sensibles al ciclo económico y más dependientes de las rentas laborales (Carpenter y Rogers, 2004; Heathcote et al., 2010).
- 2) Canal redistributivo de los ahorros: reducciones inesperadas en los tipos de interés reducen los pagos de la deuda y, por tanto, benefician a los hogares más endeudados – normalmente hogares con bajos ingresos (Nakajima, 2015; Doepke y Schneider, 2006).

- 3) Canal de segmentación financiera: los hogares más conectados a los mercados financieros o con mayor educación financiera podrían sacar mejores rendimientos ante cambios en la política monetaria (Williamson, 2008). Asimismo, Finer (2018) sugiere que existen canales de información discreta e informal entre banqueros centrales y propietarios de importantes bancos y fondos de inversión en los que se cede información privilegiada que suele terminar beneficiado a los grandes clientes de estas instituciones.

A pesar de la existencia de canales contrapuestos, el consenso de la evidencia empírica apunta a que perturbaciones de política monetaria expansiva podrían reducir la desigualdad de los ingresos en algunos contextos a través de la creación de empleo y los subsecuentes incrementos salariales (ver Coibion et al., 2017 para EE. UU.; Mumtaz y Theophilopoulou, 2017 para Reino Unido o Lenza y Slačálek, 2018 para la Eurozona).

Por otra parte, existen otros canales que relacionan la política monetaria con la desigualdad de riqueza:

- 1) Canal *portfolio*: reducciones en el tipo de interés incrementan el precio de los activos financieros y, por tanto, benefician a los hogares con una mayor riqueza que son los que habitualmente poseen más proporción de estos activos financieros (Brunnermeier y Sannikov, 2012).
- 2) Canal vivienda: aumentos en el precio de la vivienda propiciados por una reducción en el tipo de interés beneficiarán a los hogares con mayor proporción de vivienda en su riqueza (Albert et al., 2020).
- 3) Canal de Fisher: aumentos en la inflación propiciados por una política monetaria más expansiva beneficiará a los hogares con mayores deudas y mayor número de activos protegidos por la inflación. (Fisher, 1933; Auclert, 2019).

Los estudios empíricos en cuanto a los efectos de la política monetaria sobre la distribución de la riqueza no son concluyentes y encuentran resultados mixtos. Por un lado, algunos estudios encuentran que un shock expansivo de política monetaria incrementa significativamente la desigualdad de riqueza a través del aumento en el precio de los activos financieros (Albert y Gómez, 2021 para EE. UU.; Mumtaz y Theophilopoulou, 2020 en Reino Unido). Sin embargo, otros estudios encuentran efectos más modestos o nulos (Lenza y Slačálek, 2018 para la Eurozona o O'Farrell et al., 2016 para un conjunto de países de la OCDE). Todos los estudios apuntan a que el efecto final de la política monetaria sobre la desigualdad de riqueza en las distintas áreas monetarias dependerá de la magnitud del impacto del shock sobre el precio de los activos y de la composición de la riqueza entre hogares.

Por tanto, de acuerdo con el consenso existente hasta la fecha, mientras un shock expansivo de política monetaria tiende a reducir la desigualdad de ingresos a través de la creación de empleo y el aumento en los salarios, el efecto sobre la desigualdad de riqueza es más ambiguo.

4. Bancos cooperativos y desigualdad

La literatura ha señalado la relación positiva entre el desarrollo financiero y desarrollo económico (Levine, 1997; Guiso et al., 2004). Así, por ejemplo, las entidades financieras reducen los costes de transacción, reducen el riesgo de información asimétrica y mejoran la asignación de los recursos financieros (King and Levine, 1993; Stein, 2002). Los intermediarios financieros también posibilitan la transferencia de los recursos entre agentes, fronteras y también entre distintos periodos temporales (Merton y Bodie, 1995) y protegen a los agentes económicos de perturbaciones inesperadas, tales como la elevada incertidumbre o la pérdida de poder adquisitivo derivada de una creciente inflación. Asimismo, la literatura apunta a que el sistema financiero es un factor clave que ayuda a reducir la pobreza (Bencivenga et al., 1995; Beck y Levine, 2004). De forma similar, la literatura ha señalado que el desarrollo financiero puede tener un impacto significativo en la reducción de las desigualdades económicas dado que posibilita una más barata y mayor financiación para acometer proyectos, posibilita el acceso a la educación y la formación a través del crédito y fomenta el empleo (Clarke et al., 2006; Beck et al., 2007).

En este contexto, un creciente número de estudios han evaluado si los bancos cooperativos contribuyen más al crecimiento económico que el resto de la banca tradicional. El consenso de estudios empíricos apunta a la veracidad de esta hipótesis. Los bancos cooperativos suelen operar a nivel local y regional ayudando sustancialmente al crecimiento económico de estas áreas (Usai y Vannini 2005; Ayadi et al., 2010). En esta línea cabe preguntarse si, dadas las particularidades de la banca cooperativa, también existe un impacto diferencial sobre la desigualdad (Minetti et al., 2019).

Cornée et al. (2018) señalan que aunque los bancos cooperativos europeos presentan características distintas en función de las particularidad de cada país, de forma global mantienen cuatro principios diferenciales con otras instituciones financieras que promueven el desarrollo regional y, en consecuencia, podrían reducir la desigualdad de ingresos: (i) composición y gobernanza democrática: la propiedad es compartida uniformemente entre todos los miembros de la cooperativa y las decisiones se adoptan con el principio de "una persona un voto", independientemente del capital mantenido por los socios; (ii) proximidad: los bancos cooperativos operan principalmente a nivel local y mantienen entre sus clientes una elevada proporción de pequeñas y medianas empresas, familias y asociaciones ubicadas en la región; (iii) gestión prudente: los bancos cooperativos se comprometen a promover el desarrollo de las comunidades a las que sirven adoptando un perfil de bajo riesgo; (iv) objetivos: en líneas generales, el objetivo de los bancos cooperativos es maximizar los intereses de todos sus socios, stakeholders, con una visión de largo plazo, mientras la banca tradicional suele marcarse como objetivo la maximización de beneficios en el corto plazo (Ferri et al., 2014; McKillop et al., 2019). Por su parte, Chaves y Soler (2004) señalan que los bancos cooperativos promueven en mayor grado la inclusión financiera, social y territorial en comparación con otras estructuras bancarias. Estos autores también apuntan a que la banca cooperativa ofrece una mayor capacidad de creación y mantenimiento relativo de empleo.

Aunque, como se ha señalado, la literatura previa ha documentado extensamente el impacto diferencial de los bancos cooperativos en el crecimiento económico, este efecto diferencial sobre la desigualdad de renta apenas ha sido investigado. En este sentido, un trabajo pionero ha sido el de Minetti et al. (2019). En un estudio para las provincias italianas, estos autores encuentran que la presencia de bancos cooperativos reduce más la desigualdad que la presencia de otro tipo de estructuras bancarias. Los autores explican este hallazgo basándose en las características diferenciales explicadas anteriormente. Más

concretamente, enfatizan al hecho de que los bancos cooperativos mantienen los fondos en su región y tienden a financiar y promover pequeñas y medianas empresas locales que favorecen más a los hogares situados en la parte baja de la distribución.

Por tanto, aunque hay indicios de que la actividad de la banca cooperativa puede reducir en mayor grado la desigualdad que el resto de la banca tradicional, se hacen necesarios más estudios, así como un análisis de los potenciales determinantes de esta hipótesis.

5. Relevancia

Es importante señalar que el estudio de los efectos distributivos de la política monetaria y de la actividad financiera y bancaria es relevante tanto por una cuestión de eficiencia como de justicia social.

En línea con el estudio de las consecuencias distributivas de la política monetaria, en los últimos años ha surgido un creciente interés en explorar la otra dirección causal. Esto es, estudiar si una elevada desigualdad tiene consecuencias sobre la efectividad y el propio desempeño de la política monetaria. De acuerdo con la investigación reciente, una elevada desigualdad puede afectar a la efectividad de la política monetaria a través de dos vías.

En primer lugar, una elevada desigualdad podría explicar parcialmente la caída secular del tipo de interés natural. No es casual que una de las explicaciones del estancamiento secular haya sido la elevada y creciente desigualdad. En este sentido, la literatura empírica ha evidenciado con claridad que la propensión marginal a consumir (PMC) de los hogares con mayor renta relativa es menor a la PMC de los hogares con menor renta (Jappelli and Pistaferri, 2010; Carroll et al, 2017). Por tanto, una elevada desigualdad podría reducir el consumo total, incrementar el ahorro y reducir el tipo de interés natural de equilibrio (Summers, 2015; Auclert and Rognlie, 2018; Mian et al., 2020).

En segundo lugar, tras la Gran Recesión un creciente cuerpo de literatura ha puesto el foco en los efectos de la desigualdad sobre las variables macroeconómicas y los mecanismos de la transmisión de la política monetaria. Así, por ejemplo, los nuevos modelos keynesianos de agentes heterogéneos (HANK) se han popularizado en los últimos años y ponen de manifiesto la importancia de la heterogeneidad en la PMC y la composición de la riqueza para explicar la transmisión de la política monetaria hacia el consumo (Kaplan et al., 2018). En esta línea, distintos trabajos teóricos que incorporan

heterogeneidad han resaltado la importancia de como una distinta composición de la riqueza y heterogeneidades en el consumo influyen en la transmisión de la política monetaria (Iacoviello, 2005; Hedlund et al., 2017; Sterk y Tenreyro, 2018; Auclert, 2019).

Simultáneamente, se han desarrollado muchos trabajos empíricos gracias a la disponibilidad de datos y las mejoras de las técnicas microeconómicas. Estas investigaciones han mostrado la relevancia de la heterogeneidad entre hogares. La literatura empírica ha mostrado como ante cambios inesperados en los tipos de interés: los hogares jóvenes, con una mayor carga hipotecaria, con menores ahorros y más propensos a una situación de desempleo, ajustan más su consumo que el resto de los hogares (Jappelli, and Pistaferri, 2010; Di Maggio et al., 2017; Jappelli and Scognamiglio, 2018; Wong, 2019; Cloyne et al., 2020).

Todos estos trabajos tanto teóricos como empíricos enfatizan los efectos distributivos y la importancia de la desigualdad en la transmisión y efectividad de la política monetaria.

Por último, los potenciales efectos distributivos de la política monetaria es un tema que puede ser de vital importancia en distintas corrientes de justicia social y de la filosofía política. Una distribución de los recursos económicos más justa e igualitaria es un elemento clave para las distintas teorías de justicia, ya sea para reforzar los principios de justicia escogidos bajo el velo de la ignorancia de Rawls (Rawls ,1971), para proteger la libertad entendida como libertad de no dominación del republicanismo democrático (Pettit, 1997; 2001) o bien para disfrutar de una “libertad real” en el sentido de Van Parijs, (1995), entendida como una libertad donde todos los individuos de la sociedad deben tener cubiertas sus necesidades básicas. Incluso en aquellas corrientes de pensamiento que justifican algunas desigualdades a través del mérito, el esfuerzo o el talento, no cabe duda de que las potenciales desigualdades que podría producir la actuación de los bancos centrales no son justificables desde ninguna corriente de la filosofía política y se trataría de una desigualdad objetable en el sentido de Scalon (2018). De acuerdo con Scalon, una desigualdad objetable se produce: “si un individuo o institución que tiene la misma obligación de proporcionar un determinado beneficio a cada uno de los miembros de un grupo proporciona este beneficio a un nivel más alto para algunos que para otros”. Estos son motivos suficientes para estudiar y replantearse socialmente las actuaciones de los bancos centrales.

6. Conclusiones principales e implicaciones de la tesis doctoral

- I. Existen distintos canales de transmisión de la política monetaria sobre la desigualdad, tanto de renta como riqueza, de signo opuesto y que conducen a un efecto final ambiguo.
- II. Los resultados obtenidos sugieren que un shock expansivo de política monetaria no tiene un impacto significativo sobre la desigualdad de renta en EE. UU.
- III. Los resultados obtenidos sugieren que un shock expansivo de política monetaria aumenta significativamente la desigualdad de riqueza en EE. UU si consideramos el conjunto de la distribución. Para la Eurozona los resultados encontrados no son significativos.
- IV. Las diferencias entre los resultados de ambas áreas monetarias se pueden deber a la distinta composición de riqueza de los hogares.
- V. De acuerdo con los resultados obtenidos, un shock expansivo de política monetaria beneficia más a ambas colas de la distribución – hogares con mayor y menor riqueza relativa. Contrariamente, la clase media suele verse menos beneficiada. La distinta acumulación de activos y pasivos entre grupos de hogares explica este hecho.
- VI. Las políticas monetarias extraordinariamente laxas que los bancos centrales están aplicando para hacer frente a la Gran Recesión y a la crisis económica derivada de la pandemia de la COVID-19, podrían estar exacerbando la desigualdad de riqueza, especialmente en EE. UU.
- VII. En el contexto actual con elevados niveles de desigualdades, bajas expectativas de inflación y los tipos de interés situados en su límite inferior efectivo (ELB), nuevos diseños de política monetaria en coordinación con las autoridades fiscales

pueden ser de gran ayuda para mejorar la transmisión de la política monetaria a la economía real, evitando al mismo tiempo efectos distributivos no deseados.

- VIII. La relación entre la política monetaria y la desigualdad no solo es importante para entender los efectos indeseados y secundarios de estas políticas, también se ha mostrado fundamental para entender la propia efectividad de la política monetaria.
- IX. Los resultados obtenidos sugieren que los bancos cooperativos reducen más la desigualdad de renta que los bancos tradicionales y las cajas de ahorro en la Eurozona en su conjunto.
- X. La relación negativa entre la banca cooperativa y la desigualdad es solamente significativa en los países del norte de Europa con un mayor desarrollo económico.
- XI. La promoción de la inclusión financiera por parte de los bancos cooperativos es el factor clave que podría jugar un papel determinante en la reducción de la desigualdad de renta.
- XII. Un mejor diseño del sistema monetario y financiero podrían ser claves para conseguir un crecimiento más inclusivo en las áreas desarrolladas.

II. SUMMARY IN ENGLISH

7. Context of the dissertation

Since the 1960s, important innovations have emerged in the field of monetary policy. The foundations of the theoretical models developed by Friedman (1968) and Phelps (1967) have dominated economic thinking in recent years. These models introduced the role of expectations and recognized the existence of a negative relationship between unemployment and inflation in the short run (Phillips Curve) but denied the existence of such a relationship in the long run. According to these models, if a central bank wants to reduce the cyclical unemployment rate below the natural rate of unemployment, this could only lead to an inflationary spiral: high inflation with no improvement in economic growth or employment in the long run.

Simultaneously, many theoretical and empirical studies showed that high inflation or inflation uncertainty was associated with high costs in terms of both growth and welfare. (Barro 1995; Bassanini and Scarpetta, 2001; Briault, 1995; Fischer 1993). Moreover, some studies suggested that, although in the short run unexpected inflation increases could reduce inequality, in the long run a low and stable inflation was more desirable to reduce income inequality (Romer and Romer, 1998). As a result of these research, the consensus was obvious, the best recipe for promoting growth and welfare was to maintain inflation stability and the best way to achieve this was to ensure central bank independence. Specifically, the consensus was based on endowing central banks with credibility and instrumental independence to conduct monetary policy, while imposing a limited and well-defined price stability mandate. This would reduce the presumed political pressure to reduce the cyclical unemployment rate with higher inflation in the short run, avoiding the possibility of entering the scenario of temporary inconsistency (Vonessen et al., 2020).

As a consequence of the above, in the late 1970s, many countries around the world carried out legislative reforms to provide their central banks with independence and adopted a monetary policy strategy setting price stability as the main objective (Dikau and Volz, 2020). By implementing these reforms and prioritizing price stability, its advocates not only argued that it was the best way to ensure sustained welfare, but it was also considered optimal from an ethical point of view: controlling inflation contributes to preserving

individual freedom by preventing the state from abusing its monopoly powers over money issuance and taxation through unexpected inflation growth (Tucker, 2018).

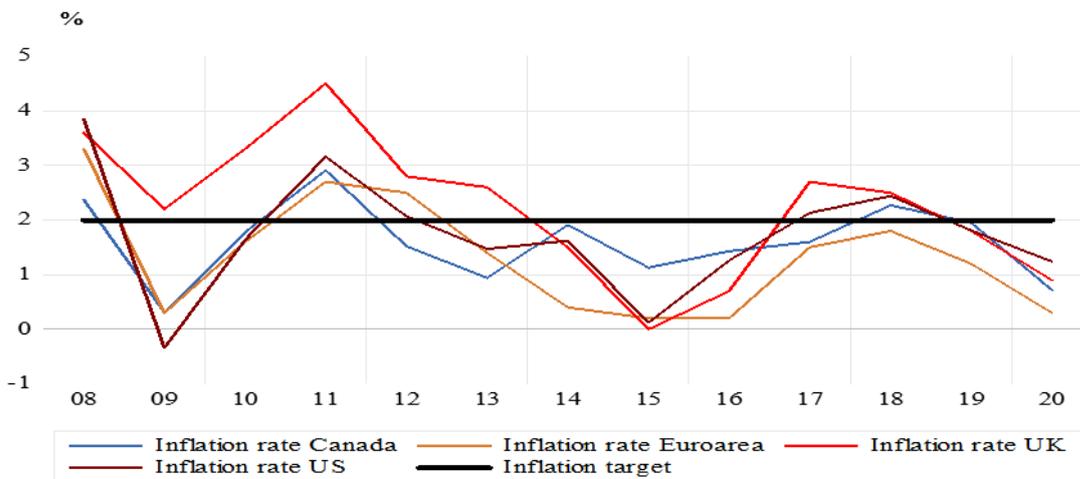
Over the past decades, numerous central banks have set their inflation targets - usually around 2 percent. This percentage was chosen because it was considered to be close enough to zero to ensure price stability, especially given the tendency of official price measurements to overstate the rising cost of living, but high enough to avoid deflationary risks (Summers et al., 2018). Once the target was set, with the interest rate instrument, central banks only had to follow the Taylor (1993) rule explicitly or implicitly - set the real interest rate above the natural rate when inflation is above target, and vice versa when inflation is below target - to stabilize the business cycle and achieve price stability. Moreover, under the inflation targeting regime the central bank was only supposed to be concerned with price control. The "divine coincidence" ensures that, in the absence of supply shocks, the central bank is able to achieve simultaneous objectives without a trade-off between inflation and the desired output gap (Blanchard and Gali, 1995).

For many years, in the period known as the Great Moderation, everything seemed to work perfectly. The evidence pointed to the fact that central bank independence had managed to reduce inflation volatility in many economies without producing costs in terms of growth or employment, especially in developed economies (Alesina and Summers, 1993; Cukierman, 2008). However, this harmony broke down with the advent of the Great Recession. The economic and financial crisis of 2008 and, more recently, the crisis resulting from the COVID-19 pandemic, has led to important changes in the design of monetary policy and the role of central banks. On the one hand, the Great Recession highlighted the close relationship between price stability and financial stability (Balls et al., 2018). This has led in recent years to many central banks deciding to adopt macro and micro prudential responsibilities.

However, the most important innovation has been the application of a broad set of new monetary policy instruments that central banks have been using over the last two decades. The secular fall in interest rates to the ELB led central banks to adopt a wide set of unconventional policies: forward guidance, quantitative easing, long-term refinancing operations or negative interest rates. However, these unconventional policies have not been entirely successful either, as the inflation target has remained below target for many periods in the last decade. Figure 1 shows the evolution of inflation in recent years in different currency areas with a relatively high level of economic development. Likewise,

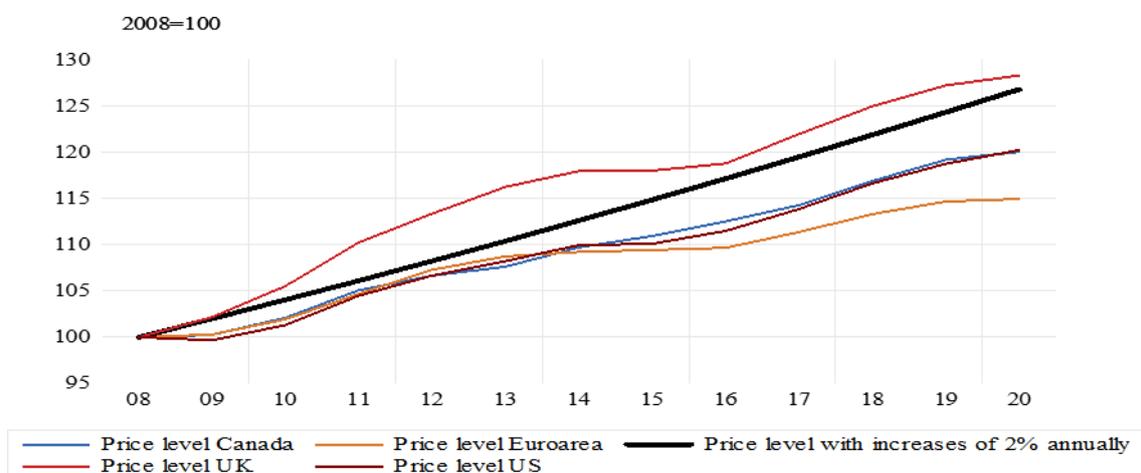
Graph 2 shows the evolution of the price level for the same areas taking 2008 as the base year. The graph shows the downward deviation of the price level in all these economies, except for the United Kingdom, with respect to the inflation target of 2% per year. Both graphs show how inflation and the price level have been persistently below target in the US, Canada, and the Eurozone.

Figure 1: Evolution of the inflation rate.



Source: Central banks

Figure 2: Evolution of the price level. Base year 2008.



Source: Central banks

In this context, the implementation of these unconventional monetary policies has coincided with high and growing levels of inequality. This fact has led many economic actors to start worrying about the undesired distributive effects of monetary policy. Concerns about the relationship between monetary policy and inequality has been noticeable in academia with a growing number of studies (see, for example, Coibion et al., 2017; Colciago et al., 2019), in the media, and within central banks.

In this vein, many central bankers have spoken out in recent years on the distributional effects of monetary policy showing progressive concern, although no consensus has been reached on whether the ultimate effect of their policies is beneficial or detrimental to inequality.

For example, Yves Mersch, member of the Executive Board of the European Central Bank in 2014, stressed:

“Non-conventional monetary policy, in particular large scale asset purchases, seem to widen income inequality, although this is challenging to quantify” (Mersch, 2014).

In contrast, the former 3rd president of the European Central Bank, Mario Dragui, argued:

“Over the medium-term, it is unambiguous that monetary policy has positive distributional effects through macroeconomic channels. Most importantly, it reduces unemployment, which benefits poorer households the most. And a faster return to full employment should, in turn, contribute to lower future inequality, since we know that if unemployment lasts too long it can lead to permanent income losses through labour market scarring.” (Dragui, 2016).

On the other hand, several studies have shown that financial development is closely correlated with economic growth and the reduction of poverty and inequality (Roubini and Bilodeau, 2008). In addition, a growing number of studies indicate that cooperative

banks have a greater and differential impact on regional economic growth than traditional banks (Ayadi et al., 2010). These differences are mainly explained because cooperative banks operate at the regional level by boosting financial inclusion and financing projects within each region, thus limiting capital flight from poorer to richer regions. Cornée et al. (2018) note that cooperative banks maintain four differential principles with other financial institutions that promote regional development: (i) democratic composition and governance; (ii) proximity and local investment; (iii) prudent management; and (iv) long-term oriented objectives. The principles shared by European cooperative banks play an important role in their commitment to community, local and regional economic development and in their commitment to broaden the financial inclusion of those agents traditionally marginalized by the rest of the traditional banking institutions (Monzón and Chaves, 2012). All these factors common to cooperative banks could have an important impact on economic inequalities.

8. Objectives and structure

In this context, this doctoral thesis empirically evaluates the effects of monetary policy on income and wealth inequality in two of the main monetary areas of the world: the Eurozone and the United States. Moreover, in the case of the Eurozone, the interaction between the dynamics of income inequality and banking activity is evaluated, distinguishing between banking structures. Specifically, I empirically assess whether cooperative banks have a differential impact on the evolution of inequality with respect to other banking structures such as commercial banks or savings banks. Different macroeconometric (SVAR, Proxy SVAR) and microeconomic (simulations and estimations with panel data) methodologies have been used to conduct the empirical part of this study. All these econometric techniques are well documented and extensively explained in the corresponding articles.

This doctoral thesis is a set of publications. After this introduction, the complete articles are presented in the annex. Specifically, the dissertation is composed by the following four articles that have already been published or accepted for publication at the date of submission of the dissertation:

- I. Albert, J. F., Gómez-Fernández, N., & Ochando, C. (2019). Effects of unconventional monetary policy on income and wealth distribution: Evidence from United States and Eurozone. *Panoeconomicus*, 66(5), 535-558. Published in *Panoeconomicus* (Journal indexed in Economics (JCR, Q4 and SJR, Q2)).
- II. Albert, J. F., Peñalver, A., & Perez-Bernabeu, A. (2020). The effects of monetary policy on income and wealth inequality in the US Exploring different channels. *Structural Change and Economic Dynamics*, 55, 88-106. Published in *Structural Change and Economic Dynamics* (Journal indexed in Economics (JCR, Q1 and SJR, Q2)).
- III. Albert, J. F. & Gómez-Fernández, N. (online-first). Monetary Policy and the redistribution of net worth in the U.S. *Journal of Economic Policy Reform*. DOI: 10.1080/17487870.2021.1895778. Accepted for publication in March 2021 (Journal indexed in Economics (JCR, Q2 and SJR, Q1)).
- IV. Albert, J. F. & Chaves, R. (online-first). Estructura bancaria y desigualdad de renta. La banca cooperativa marca la diferencia. *CIRIEC-España, Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa*. Accepted for publication in February 2021 (Journal indexed in Economics (SJR, Q2) and Sociology and Political Science (SJR, Q1)).

9. The relationship between monetary policy and inequality

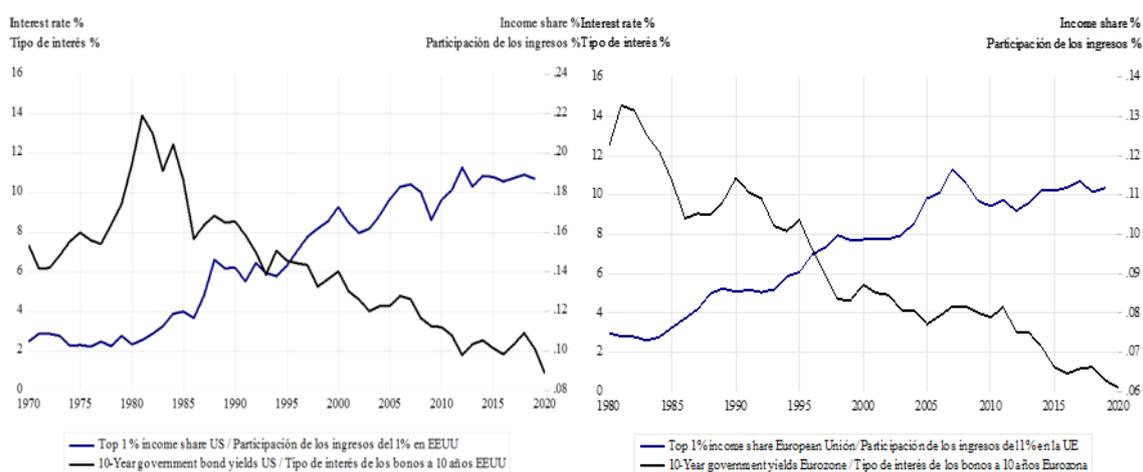
The distributive effects of monetary creation are not new in economic history. Cantillon (1755) explained through his "Cantillon effect" how changes in the quantity of money produce changes in economic activity and relative prices, implying distributive effects. However, with representative agent models and the neutrality theory of money that has dominated economic thought in recent years, the possible distributional effects of monetary policy have been considered as minor side effects.

Traditionally, central banks have not been concerned with inequalities. Monetary policy has been considered to be neutral in the long run and it was fiscal and/or labor policies that had to deal with distributional issues (Bernanke, 2015). However, as argued in the previous section, with the implementation of non-standard monetary policy measures in many Western economies, along with rising levels of both income and wealth inequality in these developed economies, concerns about the potential distributional effects of monetary policy have resurfaced.

Figure 3 shows for the U.S. and the Eurozone the negative correlation between 10-year government bond interest rates and the income share of the top 1% of the population. It shows that since the 1980s there has been a fall in interest rates that has coincided with a continuous rise in income inequality. Figure 4 shows this negative relationship, in this case, for wealth inequality. The sustained fall in the interest rate has been accompanied by a substantial increase in the wealth share of the richest 1% of the population.

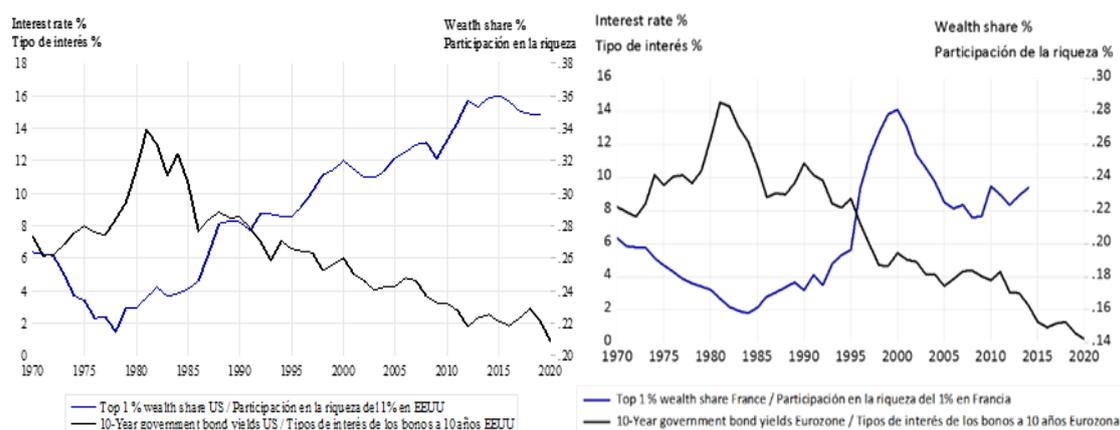
These two trends are one of the factors that has motivated the study of the relationship between monetary policy and inequality in order to discern whether there is a causal relationship.

Figure 3: Negative relationship between interest rates and income inequality.



Fuente: Datastream and World Inequality Database

Figure 4: Negative relationship between interest rates and wealth inequality.



Fuente: Datastream and World Inequality Database

Transmission channels

In recent years, many theoretical and empirical papers have tried to discern and quantify the transmission channels through which monetary policy could imply changes in both income and wealth inequality (see, for example, Coibion et al. 2017 or Colciago et al. 2019).

These studies point out that monetary policy could affect income inequality through different channels. The most important ones are outlined below, although other channels and more detailed and formal explanations can be found in the articles:

- 1) Income heterogeneity channel: reductions in the interest rate that increase the level of employment and wages benefit more households at the bottom of the distribution that are typically the most sensitive to the business cycle and most dependent on labor income (Carpenter and Rogers, 2004; Heathcote et al., 2010).
- 2) Redistributive savings channel: unexpected reductions in interest rates reduce debt payments and thus benefit the most indebted households - typically low-income households (Nakajima, 2015; Doepke and Schneider, 2006).
- 3) Financial segmentation channel: households more connected to financial markets or more financially educated could draw better returns in the face of changes in monetary policy (Williamson, 2008). Likewise, Finer (2018) suggests that there are discreet and informal information channels between central bankers and owners of major banks and

investment funds in which privileged information is ceded that usually ends up benefiting the large clients of these institutions.

Despite the existence of competing channels, the consensus of empirical evidence show that expansionary monetary policy shocks could reduce income inequality through job creation and subsequent wage increases (see Coibion et al., 2017 for the US; Mumtaz and Theophilopoulou, 2017 for the UK or Lenza and Slačálek, 2018 for the Eurozone).

On the other hand, there are other channels linking monetary policy to wealth inequality:

1) Portfolio channel: reductions in the interest rate increase the price of financial assets and, therefore, benefit households with higher wealth who usually own the highest proportion of these financial assets (Brunnermeier and Sannikov, 2012).

2) Housing channel: increases in the price of housing due to a reduction in the interest rate will benefit households with a higher proportion of housing in their wealth (Albert et al., 2020).

3) Fisher channel: increases in inflation brought about by a more expansionary monetary policy will benefit households with higher debts and more inflation-protected assets. (Fisher, 1933; Auclert, 2019).

Empirical studies regarding the effects of monetary policy on wealth distribution are inconclusive and find mixed results. On the one hand, some studies find that an expansionary monetary policy shock significantly increases wealth inequality through an increase in the price of financial assets (Albert and Gómez-Fernández, 2021 for the US; Mumtaz and Theophilopoulou, 2020 in the UK). However, other studies find more modest or no effects (Lenza and Slačálek, 2018 for the Eurozone or O'Farrell et al., 2016 for a set of OECD countries). All these studies point to the fact that the final effect of monetary policy on wealth inequality across currency areas will depend on the magnitude of the impact of the shock on asset prices and on the composition of wealth among households.

Therefore, according to the empirical evidence, while an expansionary monetary policy shock tends to reduce income inequality through job creation and wage growth, the effect on wealth inequality is more ambiguous.

10. Cooperative banks and inequality

The literature has pointed out the positive relationship between financial development and economic development (Levine, 1997; Guiso et al., 2004). In this sense, financial institutions reduce transaction costs, diminish the risk of asymmetric information, and improve the allocation of financial resources (King and Levine, 1993; Stein, 2002). Financial intermediaries also enable the transfer of resources between agents, across borders and across time (Merton and Bodie, 1995) and protect economic agents from unexpected shocks, such as high uncertainty or the loss of purchasing power resulting from rising inflation. Likewise, the literature points to the financial system as a key factor that helps to reduce poverty (Bencivenga et al., 1995; Beck and Levine, 2004). Similarly, the literature has pointed out that financial development can have a significant impact on the reduction of economic inequalities since it allows cheaper and greater financing to undertake projects, enables access to education and training through credit and fosters employment (Clarke et al., 2006; Beck et al., 2007).

In this context, a growing number of studies have assessed whether cooperative banks contribute more to economic growth than the rest of traditional banking. The consensus of empirical studies points to the veracity of this hypothesis. Cooperative banks tend to operate at the local and regional level, contributing substantially to the economic growth of these areas (Usai and Vannini 2005; Ayadi et al., 2010). Along these lines, it is worth asking whether, given the particularities of cooperative banking, there is also a differential impact on inequality (Minetti et al., 2019).

In this line, Cornée et al. (2018) point out that although European cooperative banks present different characteristics depending on the particularities of each country, globally they maintain four differential principles with other financial institutions that promote regional development and, consequently, could reduce income inequality: (i) democratic composition and governance: ownership is shared evenly among all cooperative members and decisions are made on the principle of "one person one vote", regardless of the capital held by members; (ii) proximity: cooperative banks operate mainly at the local level and maintain among their clients a high proportion of small and medium-sized enterprises, families and associations located in the region; (iii) prudent management: cooperative banks are committed to promoting the development of the communities they serve by adopting a low-risk profile; (iv) objectives: in general terms, the objective of cooperative

banks is to maximize the interests of all their members, stakeholders, with a long-term vision, while traditional banks usually aim to maximize profits in the short term (Ferri et al. , 2014; McKillop et al., 2019). In this vein, Chaves and Soler (2004) point out that cooperative banks promote financial, social and territorial inclusion to a greater degree compared to other banking structures.

Although previous literature has extensively documented the differential impact of cooperative banks on economic growth, the differential effect on income inequality has hardly been investigated. In this regard, a pioneering work has been that of Minetti et al. (2019). In a study for Italian provinces, these authors find that the presence of cooperative banks reduces inequality more than the presence of other types of banking structures. The authors explain this finding based on the differential characteristics explained above. More specifically, they emphasize the fact that cooperative banks keep funds in their region and tend to finance and promote local small and medium-sized enterprises that benefit more households at the bottom of the distribution.

Thus, although there are indications that cooperative banking activity may reduce inequality to a greater degree than other traditional banking, more research is needed, as well as an analysis of the potential determinants of this hypothesis.

11. Relevance

It is important to note that the study of the distributional effects of monetary policy and financial and banking activity is relevant both as a matter of efficiency and as a matter of social justice.

In line with the study of the distributional consequences of monetary policy, in recent years there has been a growing interest in exploring the other causal direction. That is, to study whether high inequality has consequences on the effectiveness and performance of monetary policy. According to recent research, high inequality can affect the effectiveness of monetary policy through two channels.

First, high inequality could partially explain the secular decline in the natural rate of interest. It is no coincidence that one of the explanations for secular stagnation has been high and rising inequality. In this regard, the empirical literature has clearly evidenced that the marginal propensity to consume (MPC) of richer households is lower than the

MPC of poorer households (Jappelli and Pistaferri, 2010; Carroll et al, 2017). Thus, high inequality reduces total consumption, increases savings and reduces the equilibrium interest rate (Summers, 2015; Auclert and Rognlie, 2018; Mian et al., 2020).

Second, in the aftermath of the Great Recession a growing body of literature has focused on the effects of inequality on macroeconomic variables and the mechanisms of monetary policy transmission. Thus, for example, Heterogeneous Agent New Keynesian (HANK) models have become popular in recent years and highlight the importance of heterogeneity in PMC and wealth composition in explaining the transmission of monetary policy to consumption (Kaplan et al., 2018). In this vein, several theoretical papers have highlighted the importance of how different wealth composition and consumption heterogeneities influence the transmission of monetary policy (Iacoviello, 2005; Hedlund et al., 2017; Sterk and Tenreyro, 2018; Auclert, 2019).

Simultaneously, many empirical works have been developed thanks to the availability of data and improvements in microeconomic techniques. These investigations have shown the relevance of heterogeneity across households. The empirical literature has shown how in the face of unexpected changes in interest rates, young households with a higher mortgage burden, lower savings and more prone to an unemployment situation, adjust their consumption more than the rest of the households (Jappelli, and Pistaferri, 2010; Di Maggio et al., 2017; Jappelli and Scognamiglio, 2018; Wong, 2019; Cloyne et al., 2020).

All these theoretical and empirical papers emphasize the distributional effects and the importance of inequality in the transmission and effectiveness of monetary policy.

Finally, the distributional effects of monetary policy is a topic that may be of vital importance in various strands of social justice and political philosophy. A fairer and more egalitarian distribution of economic resources is a key element for the different theories of justice either to reinforce the principles of justice chosen under the veil of ignorance of Rawls (Rawls, 1971), to protect freedom understood as freedom from domination of democratic republicanism (Pettit, 1997; 2001) or to enjoy a "real freedom" in the sense of Van Parijs, (1995), understood as a freedom where all individuals in society must have their basic needs covered. In fact, even in those theories of thought that justify some inequalities through merit, effort or talent, there is no doubt that the potential inequalities that could be produced by the actions of central banks are not justifiable from any current of political philosophy and would be an objectionable inequality in the sense of Scalon

(2018). According to Scalon, an objectionable inequality occurs: "if an individual or institution that has the same obligation to provide a certain benefit to each of the members of a group provides this benefit at a higher level for some than for others". These are sufficient reasons to study and socially rethink the actions of central banks.

12. Main conclusions and implications of dissertation

- I. There are different transmission channels of monetary policy on inequality, both income and wealth, of opposite sign and leading to an ambiguous final effect.
- II. The results of this doctoral thesis suggest that an expansionary monetary policy shock does not have a significant impact on income inequality in the US.
- III. The results obtained also suggest that an expansionary monetary policy shock significantly increases wealth inequality in the US if we consider the whole distribution. For the Eurozone, the results regarding the impact on wealth inequality are not statistically significant.
- IV. The differences between the results for the two currency areas may be due to the different wealth composition of households.
- V. According to the results obtained, an expansionary monetary policy shock benefits more both tails of the distribution - households with higher and lower relative wealth. Conversely, the middle class tends to benefit less. The different accumulation of assets and liabilities between groups of households explains this fact.
- VI. The extraordinarily loose monetary policies that central banks are implementing to cope with the Great Recession and the economic crisis resulting from the COVID-19 pandemic may be exacerbating wealth inequality, especially in the US.

- VII. In the current context with high levels of inequality, low inflation expectations and interest rates at their effective lower bound (ELB), new monetary policy designs in coordination with fiscal authorities can be of great help to improve the transmission of monetary policy to the real economy, while avoiding undesirable distributional effects.
- VIII. The relationship between monetary policy and inequality is not only important for understanding the undesired and secondary effects of these policies. It has also been shown to be fundamental for understanding the effectiveness of monetary policy itself.
- IX. The results suggest that cooperative banks reduce income inequality more than traditional banks and savings banks in the Eurozone as a whole.
- X. The negative relationship between cooperative banking and inequality is only significant in the more economically developed Northern European countries.
- XI. The promotion of financial inclusion by cooperative banks is a determining factor that could play a decisive role in reducing income inequality.
- XII. A better design of the monetary and financial system could be key to achieving more inclusive growth in developed areas.

III. REFERENCIAS / REFERENCES

Albert, J. F., Gómez-Fernández, N., & Ochando, C. (2019). Effects of unconventional monetary policy on income and wealth distribution: Evidence from United States and Eurozone. *Panoeconomicus*, 66(5), 535-558.

Albert, J. F., Peñalver, A., & Perez-Bernabeu, A. (2020). The effects of monetary policy on income and wealth inequality in the US Exploring different channels. *Structural Change and Economic Dynamics*, 55, 88-106.

Albert, J. F. & Gómez-Fernández, N. (online-first). Monetary Policy and the redistribution of net worth in the U.S. *Journal of Economic Policy Reform*.

Albert, J. F. & Chaves, R. (aceptado para publicación). Estructura bancaria y desigualdad de renta. La banca cooperativa marca la diferencia. *CIRIEC-España, Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa*.

Alesina, A. & Summers, L. (1993). Central Bank Independence and Macroeconomic Performance: Some Comparative Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, No. 2, May, pp. 151-162.

Auclert, A. (2019). Monetary policy and the redistribution channel. *American Economic Review*, 109(6), 2333-67.

Auclert, A., & Rognlie, M. (2018). Inequality and aggregate demand. National Bureau of Economic Research No. w24280.

Ayadi, R., Llewellyn, D.T. Schmid, R.H., Arbak, E. & De Groen, G.W. (2010). Investigating Diversity in the Banking Sector in Europe: Key Developments. Performance and Role of Cooperative Banks. Brussels: Centre for European Policy Studies.

Balls, E., Howat, J. & Stansbury, A. (2018). Central Bank Independence Revisited: After the financial crisis, what should a model central bank look like? M-RCBG Associate Working Paper, No. 87, April.

Barro R. (1995). Inflation and Economic Growth. NBER Working Paper, No. 5326.

Bassanini, A. & Scarpetta S. (2001). The driving forces of economic growth: Panel data evidence for the OECD countries. *OECD Economic Studies*, No. 33.

- Beck, T. & Levine, R. (2004). Stock markets, banks, and growth: Panel evidence. *Journal of Banking and Finance*, 28, 423-442.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality, and the poor. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27-49.
- Bencivenga, V. R., Smith, B. D., & Starr, R. M. (1995). Transactions costs, technological choice, and endogenous growth. *Journal of Economic Theory*, 67(1), 153-177.
- Bernanke, B.S. (2015). Monetary Policy and Inequality. Brookings, June 01. <https://www.brookings.edu/blog/ben-bernanke/2015/06/01/monetary-policy-&inequality/>.
- Blanchard, O. & Galí, J. (2005). Real wage rigidities and the new keynesian model. Working Paper N° 11806, NBER.
- Briault, C. (1995). The costs of inflation. Bank of England Quarterly Bulletin, February, pp. 33-45.
- Brunnermeier, M.K. & Sannikov, Y. (2012). Redistributive monetary policy, in: Jackson Hole Symposium, Federal Reserve Bank of Kansas City Kansas City, KS. pp. 331-384.
- Cantillon, R. (1755). *Essay on the Nature of Trade in General*. London: Frank Cass & Company Ltd.
- Carpenter, S.B. & Rodgers, W.M. (2004). The disparate labor market impacts of monetary policy. *Journal of Policy Analysis and Management*, 23, 813-830.
- Carroll, C., Slacalek, J., Tokuoka, K., & White, M. N. (2017). The distribution of wealth and the marginal propensity to consume. *Quantitative Economics*, 8(3), 977-1020.
- Chaves, R. & Soler, F.V. (2004). *El gobierno de las cooperativas de crédito en España*. CIRIEC-España. Valencia.
- Clarke, G. R., Xu, L. C., & Zou, H. F. (2006). Finance and income inequality: what do the data tell us? *Southern Economic Journal*, 578-596.
- Cloyne, J., Ferreira, C., & Surico, P. (2020). Monetary policy when households have debt: new evidence on the transmission mechanism. *The Review of Economic Studies*, 87(1), 102-129.

- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L., & Silvia, J. (2017). Innocent Bystanders? Monetary policy and inequality. *Journal of Monetary Economics*, 88, 70-89.
- Colciago, A., Samarina, A., & de Haan, J. (2019). Central bank policies and income and wealth inequality: A survey. *Journal of Economic Surveys*, 33(4), 1199-1231.
- Cornée, S., Fattobene, L., & Migliorelli, M. (2018). *An overview of cooperative banking in Europe*. In *New Cooperative Banking in Europe* (pp. 1-27). Palgrave Macmillan.
- Cukierman, A. (2008). Central bank independence and monetary policymaking institutions — Past, present, and future. *European Journal of Political Economy*, Vol. 24 (4), 722-736.
- Di Maggio, M., Kermani, A., Keys, B. J., Piskorski, T., Ramcharan, R., Seru, A., & Yao, V. (2017). Interest rate pass-through: Mortgage rates, household consumption, and voluntary deleveraging. *American Economic Review*, 107(11), 3550-88.
- Dikau, S. & Volz, U. (2020). Central bank mandates, sustainability objectives and the promotion of green finance. Working Papers 222, Department of Economics, SOAS, University of London, UK.
- Doepke, M., & Schneider, M. (2006). Inflation and the redistribution of nominal wealth. *Journal of Political Economy*, 114(6), 1069-1097.
- Draghi, M. (2016). Stability, Equity & Monetary Policy. 2nd DIW Europe Lecture, <http://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2016/html/sp161025.en.html>
- Ferri G., Kalmi P. & Kerola E. (2014). Does bank ownership affect lending behavior? Evidence from the Euro area. *Journal of Banking and Finance*. 48. 194–209.
- Finer, D. A. (2018). What Insights Do Taxi Rides Offer into Federal Reserve Leakage?. Chicago Booth: George J. Stigler Center for the Study of the Economy and the State Working Paper, (18).
- Fischer, S. (1993). The Role of Macroeconomic Factors in Growth. NBER Working Paper, No. 4565.
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, Vol. 58, No. 1, pp. 1-17.

- Guiso, L., Sapienza, P. & Zingales, L. (2004). Does local financial development matter? *Quarterly Journal of Economics*, 119(3).
- Heathcote, J., Perri, F., & Violante, G. L. (2010). Unequal we stand: An empirical analysis of economic inequality in the United States, 1967–2006. *Review of Economic Dynamics*, 13(1), 15-51.
- Hedlund, A., Karahan, F., Mitman, K., & Ozkan, S. (2017). Monetary policy, heterogeneity, and the housing channel. In Society for Economic Dynamics 2017 Meeting Papers (Vol. 1610).
- Iacoviello, M. (2005). House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *American Economic Review*, 95(3), 739-764.
- Jappelli, T. & Pistaferri, L. (2010). The Consumption Response to Income Changes. *Annual Review of Economics*, 2, 479–506.
- Jappelli, T., & Scognamiglio, A. (2018). Interest rate changes, mortgages, and consumption: evidence from Italy. *Economic Policy*, 33(94), 183-224.
- Kaplan, G., Moll, B., & Violante, G. L. (2018). Monetary policy according to HANK. *American Economic Review*, 108(3), 697-743.
- King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-737.
- Lenza, M. & Slačálek, J. (2018) How does monetary policy affect income and wealth inequality? Evidence from quantitative easing in the Euro area. ECB Working Paper 2190, ECB European Central Bank, Frankfurt am Main.
- Levine, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*. 35: 688-726.
- Mckillop, D., French, D., Quinn, B., Sobiech, A. L., & Wilson, J. O. (2020). Cooperative financial institutions: A review of the literature. *International Review of Financial Analysis*, 101520.
- Mersch, Y. (2014). Monetary policy and economic inequality. In Speech at Corporate Credit Conference, Zurich (Vol. 17).

- Merton, R. C., & Bodie, Z. (1995). A conceptual framework for analyzing the financial system. *The global financial system: A functional perspective*, 3-31.
- Minetti, R., Murro, P., & Peruzzi, V. (2019). One size does not fit all. Cooperative banking and income inequality, Working Paper No. 2019-10.
- Monzón, J. L., & Chaves, R. (2012). La economía social en la Unión Europea. Informe elaborado para el Comité Económico y Social Europeo por el Centro Internacional de Investigación e Información sobre la Economía Pública, Social y Cooperativa (CIRIEC). Valencia.
- Mumtaz, H., & Theophilopoulou, A. (2017). The impact of monetary policy on inequality in the UK. An empirical analysis. *European Economic Review*, 98, 410-423.
- Mumtaz, H., & Theophilopoulou, A. (2020). Monetary policy and wealth inequality over the great recession in the UK. An empirical analysis. *European Economic Review*, 130, 103598.
- Nakajima, M. (2015). The redistributive consequences of monetary policy. *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, 2, 9-16.
- O'Farrell, R., Rawdanowicz, Ł. & Inaba, K.I. (2016). Monetary policy and inequality. OECD Economics Department Working Paper 1281, Organisation for Economic Cooperation & Development, Paris.
- Pettit, P. (1997). *Republicanism. A Theory of Freedom and Government*. Oxford University Press.
- Pettit, P. (2001). *A Theory of Freedom*. Oxford University Press.
- Phelps, E. (1967). Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time. *Economica*, Vol. 34, No. 135, pp. 254-281.
- Rawls, J. (1971). *A Theory of Justice*. Harvard University Press.
- Romer, C. & Romer, D. (1998). Monetary policy and the well-being of the poor. NBER Working Paper Series, no 6793.
- Roubini, N. & Bilodeau, J. (2008). The Financial Development Index: Assessing the World's Financial Systems. The Financial Development Report 2008, World Economic Forum, Geneva, Switzerland.

- Scanlon T. (2018). *Why Does Inequality Matter?* Oxford University Press.
- Stein, J. C. (2002). Information production and capital allocation: Decentralized versus hierarchical firms. *The Journal of Finance*, 57(5), 1891-1921.
- Sterk, V. & Tenreyro, S. (2018). The transmission of monetary policy through redistributions and durable purchases. *Journal of Monetary Economics*, 99, 124-137.
- Summers, L. H. (2015). Demand side secular stagnation. *American Economic Review*, 105(5), 60-65.
- Summers, L. H., Wessel, D., & Murray, J. D. (2018). Rethinking the Fed's 2 percent inflation target. A report from the Hutchins Center on Fiscal and Monetary Policy at Brookings.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. In Carnegie-Rochester conference series on public policy (Vol. 39, pp. 195-214). North-Holland.
- Tucker, P. (2018). *Unelected Power: The Quest for Legitimacy in Central Banking and the Regulatory State*. Princeton University Press.
- Usai, S., & Vannini, M. (2005). Banking structure and regional economic growth: lessons from Italy. *The Annals of Regional Science*, 39(4), 691.
- Van Parijs, P. (1995): *Real Freedom for all. What (if anything) can justify capitalism?* Oxford, Clarendon Press.
- Vonessen, B., Arnold, K., Mas, R. D. O., & Fehlker, C. (2020). The case for central bank independence: a review of key issues in the international debate. ECB Occasional Paper, (2020248).
- Williamson, S. D. (2008). Monetary policy and distribution. *Journal of Monetary Economics*, 55(6), 1038-1053.

**IV. ANEXOS: ARTÍCULOS DEL COMPENDIO / ANNEXES:
COMPENDIUM ARTICLES**

Artículo 1 /Article 1

Effects of Unconventional Monetary Policy on
Income and Wealth Distribution: Evidence from
United States and Eurozone

Publicado en /Published in : Panoeconomicus

**Juan-Francisco
Albert**

Corresponding author
University of Valencia,
Department of Applied Economics,
Spain
✉ juanaln4@alumni.uv.es

**Nerea Gómez-
Fernández**

University of Valencia,
Department of Applied Economics,
Spain
✉ negofe@alumni.uv.es

Carlos Ochando

University of Valencia,
Department of Applied Economics,
Spain
✉ Carlos.Ochando@uv.es

Effects of Unconventional Monetary Policy on Income and Wealth Distribution: Evidence from United States and Eurozone

Summary: As an answer to the “Great Recession” and Zero Lower Bound problem, main central banks had to use unconventional monetary policy (UMP). This research focuses on the distributive effects of these measures on household income and household wealth in the United States of America (USA) and the Eurozone. For this purpose, this paper presents four models that were constructed using the Structural Vector Autoregressive methodology (SVAR). The results suggest that the UMPs applied by the Federal Reserve (FED) in the USA could increase wealth and income inequality through the portfolio channel. However, the same results were not observed in the Eurozone.

Key words: United States of America, Eurozone, Income inequality, Wealth inequality, Unconventional monetary policy.

JEL: D63, E52, E58.

Income and wealth inequality has increased in developed countries since the 1980s as measured by the income and wealth share of the top decile and the Gini coefficient (Thomas Piketty 2014; Hedva Sarfati 2015). It is a trend that has been accentuated by the “Great Recession”.

The distributional effects of monetary policy have been largely ignored in academic literature and in the daily life of the central banks. However, the recent escalation of inequality highlighted the importance of this issue, and recent studies have examined the channels through which monetary policy can have distributional effects (Olivier Coibion et al. 2012). Some of these studies conclude that aggressive monetary policies, which were implemented to fight against the “Great Recession”, have increased income and wealth inequality, especially with the implementation of the unconventional monetary policy (UMP) (James B. Bullard 2014; Ayako Saiki and Jon Frost 2014).

During the “Great Recession”, the conventional monetary policy, which signaled the desired level of the interest rate and usual balance sheet operations such as those carried out in the foreign exchange market, did not achieve the intended objectives; and different central banks made use of unconventional balance sheet policies,

which are so called because of their infrequent or unprecedented use (Claudio Borio and Piti Disyatat 2009).

Our research provides new empirical evidence by conducting a SVAR through Cholesky decomposition following the methodology of Saiki and Frost (2014). The portfolio channel, which is identified as the most important channel when an expansionary monetary policy entails undesired redistributive effects, has been evaluated to address the challenge proposed by Saiki and Frost (2014). This study was conducted from December 2008 to December 2013 in the USA and from July 2009 to September 2016 in the Eurozone. The results suggested that in the USA, UMP measures could have increased wealth inequality through the portfolio channel and income inequality due to the “snowball effect” (Emmanuel Saez and Gabriel Zucman 2014). However, such evidence was not demonstrated in the Eurozone.

This paper is structured as follows: the relationship between monetary policy, income, and wealth distribution is detailed in Section 1; the SVAR models and results are analyzed together with robustness tests in the methodology in Section 2; and the conclusions are presented in Section 3.

1. Relationship between Unconventional Monetary Policy and Inequality

Ben S. Bernanke (2015), former chairman of the FED, stated that the long-term character of inequality, seen both within and outside of the countries, is well-accepted in academia. It can be attributed to demographic, technological, and institutional changes or globalization itself (Daron Acemoglu 2002; Robert C. Feenstra and Gordon H. Hanson 2004; Jonathan Heathcote, Fabrizio Perri, and Giovanni L. Violante 2010).

Moreover, Rory O’Farrell, Lukasz Rawdanowicz, and Kei-Ichiro Inaba (2016) pointed out that monetary policy is neutral in the long-term, and thus its effects on inequality are modest. They also stated that the main objective of monetary policy is to achieve economic stability and other tools, such as fiscal policy or labor market policy, already exist to fight against inequality. However, these rationales do not mean that monetary policy does not have distributional effects nor they have to be studied. In this regard, it is noteworthy that wealth inequality is increasing at the same pace as income inequality, in which the “snowball effect” is the plausible explanation (Saez and Zucman 2014). Following the Household Finance and Consumption Survey (HFCS) published by the European Central Bank (ECB 2016a), we define wealth as net worth or the value of a household’s assets minus its liabilities, not including the current value of public and occupational pension plans.

The distributional effects of monetary policy are not novel. Richard Cantillon, who is considered by many as the father of political economics, was the first to break away from the idea of the neutrality of money. Richard Cantillon (1755) detailed how the change in the money supply leads to changes in relative prices and in the real economy, which in turn produce evident redistributive effects. Representative agent models that assume the neutrality of money dilute and simplify reality. Evidence shows that in studying the proper functioning of monetary policy, both in its objectives and other unintended consequences, we must take into account the heterogeneity of households.

In this regard, recent literature shows different channels through which monetary policy has effects on the distribution of income and wealth. However, the net direction of such effects is ambiguous. On one hand, there are several ways by which an accommodative monetary policy would help to achieve a more equitable income distribution. First is the (I) savings redistribution channel. Supposing that lenders are richer than borrowers, an expansionary monetary policy that reduces the interest rate or has the effect of increasing inflation will benefit the real value of borrowers against the real value of savers (Matthias Doepke and Martin Schneider 2006; Makoto Nakajima 2015). However, Christina D. Romer and David H. Romer (1998) showed that in the long-run, low inflation and stable aggregate demand is beneficial to the low-income group.

Another example is the (II) earnings heterogeneity channel. As unemployment rates are considerably higher in lower-income families, an expansionary monetary policy appears to primarily benefit them by decreasing their difficulty in obtaining employment, which tends to reduce income and wealth inequality (Seth B. Carpenter and William M. Rodgers 2004). Similarly, Heathcote, Perri, and Violante (2010) showed that the labor earnings at the bottom of the distribution are most affected by business cycle fluctuations and that an expansionary monetary policy could potentially reduce income inequality. In addition, Evelyne Huber and John D. Stephens (2014) demonstrated that a monetary policy-induced lowering of the unemployment rate by one percent could reduce the Gini coefficient for market income by approximately 0.4 points.

In contrast, there are other channels through which an accommodative monetary policy would imply an increase in inequality of wealth and income. Assuming heterogeneous households with different sources of income, (III) the income composition channel shows that the households with a higher proportion of interest income, which are normally the richest households, would benefit if an expansionary monetary policy shock increases assets and financial income more than wages (James K. Galbraith 1998; Coibion et al. 2012). Moreover, the benefit received by high-income households from increases in assets prices could also occur through the (IV) financial segmentation channel. Under the assumption that richer households tend to be more connected to financial markets, monetary policy-induced changes may benefit these more connected households better (Stephen D. Williamson 2009). Another case is the (V) portfolio channel. If higher-income households maintain a greater proportion of their wealth in assets, they would benefit more on an expansive monetary policy that increases the price of assets (Markus K. Brunnermeier and Yuliy Sannikov 2012). Furthermore, if monetary policy causes inflation, it would adversely affect households that need more cash for their transactions. On the other hand, Andrés Erosa and Gustavo Ventura (2002) noted that low-income households are more affected when they regularly keep their wealth. Furthermore, Joydeep Bhattacharya, Joseph H. Haslag, and Antoine Martin (2005) pointed out that the older generations own more cash and are greater consumers compared to younger generation, thus producing a transfer of income between generations.

Coibion et al. (2012) empirically showed that the savings redistribution (I) and earnings heterogeneity channels (II) were the most important channels before the crisis in the USA through the analysis of the five channels, and they concluded that

contractionary monetary policy shocks involved an increase in inequality during the crisis. However, Saiki and Frost (2014) pointed out several shortcomings in the study by Coibion et al. (2012) which include not taking into account the measures of wealth and the UMP that became more significant in 2008. They analyzed the impact of the UMP on the income distribution of Japan, a country with a long history of unconventional measures, and they claimed that the portfolio channel had a large impact on Japan, whereas the rest of compensatory channels did not cause broad effects as long as the UMP does not get the desired effects in the economy. Therefore, wealth inequality has been rising since the beginning of such policies, and it demonstrates the same risks for other economies wherein central banks have carried out similar policies.

Likewise, Richard Dobbs et al. (2013) stated that since the period of low-interest rates, households in the USA, United Kingdom, and Eurozone have seen sharp falls in their incomes based on interests earned on deposits and other fixed income investments. In addition, Bullard (2014) noted that the quantitative easing (QE) in the USA has depressed the performance of the safest assets, thus displacing investors to assets with higher risk such as stocks – logically resulting in rising prices and therefore, to an increase in inequality. Alternatively, Borio and Philip Lowe (2002) showed that in periods of low inflation, easy monetary policies stimulated demand for financial assets and not for real goods and services, which may result in monetary and financial instability. Dietrich Domanski, Michela Scatigna, and Anna Zabai (2016) showed that wealth inequality has been rising in the advanced economy since the financial crisis and suggested that monetary policy might have added to inequality through inflated equity prices. Karen Davtyan (2016) found that contractionary conventional monetary policy reduced income inequality in the USA.

On the other hand, Biagio Bossone (2013) emphasized that although the QE is the key to avoid financial collapse, increasing the monetary base is unable to stimulate aggregate demand. This may be due to the fact that QE increases the price of assets of individuals with greater wealth who, in turn, have a low propensity to consume, whereas the effect on the rest of individuals with a greater propensity to consume is modest. In this regard, the evidence shows that: (i) as a consequence of an unexpected reduction in interest rates, households with high mortgages and typically lower incomes had a greater than two-fold increase in their consumption compared to households with low mortgages (Marco Di Maggio, Amir Kermani, and Rodney Ramcharan 2014); moreover, (ii) a recent study by Sumit Agarwal et al. (2015) examined the ability of policymakers to stimulate household spending during the “Great Recession” by reducing banks’ cost of funds. The results show that an increase in credit limits raises total unsecured borrowing from consumers with the lowest FICO scores; however, it has no effect on consumers with the highest FICO scores. FICO score is a measure of creditworthiness and usually ranges between 300 and 900, and a higher score indicates a lower credit risk. Therefore, as banks’ marginal propensity to lend is lowest for consumers with the highest marginal propensity to borrow, the impact of credit expansions in stimulating economic activity will be limited; (iii) an unexpected reduction in interest rates after the expansionary monetary policy has a positive redistributive effect. The most indebted households, which are normally the low-income group, can re-finance their loans at a lower interest rate and benefit from such policy as long as they

have not signed a credit contract with fixed interest rates or a ground clause. However, a recent study in the USA shows that the most indebted households and those with a potentially higher marginal propensity to consume had more trouble refinancing their mortgages (Martin Beraja et al. 2015).

These studies highlight the value of two important lessons. First, monetary policy is not neutral, and there are important redistributive effects that should be analyzed. Second, the ineffectiveness of monetary policy in recent times could be due to its poor design as it does not consider the redistributive effects such as heterogeneity of households and marginal propensity to consume. Hence, the design of monetary policy may be relevant to its efficacy to avoid unwanted redistributive effects.

It is also important to add that the classic approach of neutrality of money has been discussed over the last decades (Bernanke and Alan S. Blinder 1992). It is already evident that monetary policy can alter financial markets. The portfolio channel is considered as one of the channels of transmission of monetary policy, especially when other channels, such as the mechanism of interest rate, have stopped working. The life cycle theory by Albert Ando and Franco Modigliani (1963) and the Q theory by James Tobin (1969) are proofs of how monetary policy through financial wealth can influence the real economy.

Multiple studies have emphasized the need to observe the relationship between monetary policy and stock market. In this regard, the structural VAR methodology is the most common and has been widely studied. Among these studies, we can highlight the work of William J. Crowder (2006). As noted in the introduction, the portfolio channel is currently identified as the main channel in which monetary policy affects inequality, and consequently, it will be the main focus of this study. However, it is important to remember that there are other compensatory channels that could dispel this effect if it occurs.

2. Empirical Analysis

2.1 Methodology

The VAR methodology, introduced by Christopher A. Sims (1980), is frequently used in literature for its ability to analyze stylized facts concerning the behavior followed by a set of variables as a consequence of orthogonal innovations to the model. Therefore, it is functional in analyzing the reaction of certain variables to shocks of any kind. The structural form of the VAR model can be expressed as:

$$A_0 y_t = (B_0 x_t + A_i y_{t-i} + u_t), \quad (1)$$

where y_t is vector of endogenous variables, x_t is vector of exogenous variables, A_0 describes the contemporaneous relation among the variables collected in the vector y_t , A_i is a matrix finite-order lag polynomial containing the coefficients on the i lag of y , and u_t is a vector of structural disturbances with zero mean ($E[ut] = 0$) and a diagonal variance-covariance matrix ($E[utut'] = I$). To derive the reduced form representation, we multiply both sides of the structural VAR representation (1) by A_0^{-1} :

$$y_t = A_0^{-1}B_0x_t + A_0^{-1}A_iy_{t-i} + e_t, \quad (2)$$

being $e_t = A_0^{-1}u_t$.

Throughout this investigation, the Cholesky decomposition method was used to identify the structural shocks, which impose a recursive structure that makes it possible to obtain the missing restrictions (Marco Del Negro and Giorgio E. Primiceri 1994). In using this method, errors were orthogonalized, and a lower triangular covariance matrix that imposes a causality order was obtained. The variables above the triangle contemporaneously affect other variables, and variables on the bottom of the triangle do not affect any other variables. This implies that the value of any variable in the system was not affected by the value of the variables in a higher order.

The Cholesky order was imposed assuming that monetary policy, as approximated by the monetary base (*mb*), reacts to the inflation rate (π). This argument is logical, considering that the main objective of central banks analyzed, especially the ECB, is the inflation rate. Moreover, it was assumed that the corresponding stock market index (*smi*) reacts positively to an expansionary monetary policy. This implies that the relation between the reduced-form disturbances, e_t , and the structural disturbances, u_t , takes the following form:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -\alpha_{mb\pi} & 1 & 0 \\ -\alpha_{smi\pi} & -\alpha_{mb} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^\pi \\ e_t^{mb} \\ e_t^{smi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^\pi \\ u_t^{mb} \\ u_t^{smi} \end{bmatrix}. \quad (3)$$

It is important to make some considerations before presenting the various models and discussing the results. The objective of the methodology is to check if the stock market reacts to a monetary policy shock, and if it does, we could speculate that the expansive measures being undertaken by the world's main central banks are increasing inequality through the portfolio channel, which is identified by Saiki and Frost (2014) as the most important link between monetary policy and inequality. This hypothesis is plausible as supported by the study of Domanski, Scatigna, and Zabai (2016), wherein they applied simulation techniques in a large number of European countries using data from the HFCS published by the ECB; and they found that low interest rates and rising bond prices have minimal effects on wealth inequality, whereas rising equity prices might have added to wealth inequality and largely benefit the top end of the net wealth distribution. They also showed that the recovery of house prices only seems to have partly offset this impact. These results coincide with the study conducted by Adam Kershen and Panagiota Tzamourani (2016) for the Eurozone as well and with the one published by the Bank of England (2012). Furthermore, Bing Chen and Frank P. Stafford (forthcoming) conducted a similar research in the USA in which they found that less than 20 percent of households, mainly the wealthy, directly own stocks. Thus, they concluded that the wealthy may benefit more as stock prices and capital returns increase.

Nevertheless, this presents some problems. (1) The monetary base is a good proxy for measuring unconventional monetary policies. However, it is not perfect although it is able to capture, with sufficient precision, the policies of balance sheet expansion, such as QE or long-term refinancing operation (LTRO), and other types of unconventional measures, such as negative interest rates, or the forward guidance

concept, which do not logically have a clear representation in the balance of the central bank. (2) As the programs of unconventional monetary policy are currently taking place, there are no updated monthly frequency data of inequality such as Gini coefficient or any approximation. Thus we will not use them in the estimation as Saiki and Frost (2014) did in the Japanese case. However, looking at the household wealth composition surveys by the Federal Reserve (FED 2016)¹ and the European Central Bank (ECB 2016a)², it can be concluded that a positive shock in the stock market favors those with highest incomes – thus increasing inequality. (3) The objective of this analysis is to see the effect of monetary policy on the distribution of income and wealth solely through the portfolio channel, and although previous works identify it as the most important channel, conclusions should not be made without analyzing the compensatory channels.

2.2 The United States of America Case

We present two VARs identified through the Cholesky decomposition method to analyze the effects of unconventional monetary policies carried out by the FED on major stock indices in the USA economy. We used three variables on a monthly basis, from December 2008 to December 2013, the years between the QE1 and QE3, namely: (1) money base (*base_money*) obtained from the Federal Reserve Bank of St. Louis (2016a)³; (2) harmonized consumer prices percentage change on the same period of the previous year (*inflation_rate*) obtained from the Organization for Economic Co-operation and Development (OECD 2016)⁴; and (3) stock market index SP500 (*SP_500*) and Dow Jones 30 (*Dow_Jones*) obtained from the ECB (2016b)⁵ and Federal Reserve Bank of St. Louis (2016b)⁶, respectively. Money base and the stock market index were transformed into logarithms to facilitate interpretation.

The existence of unit roots were tested with the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test, which tests the null hypothesis of a unit root present in time series and the alternative hypothesis stationarity. The ADF statistic is greater than the critical value for all the variables (see Table 1). Therefore, we cannot reject the presence of unit root. Given the results, all the variables have been transformed into first differences with an ADF statistic lower than the critical value – thus rejecting the null hypothesis. The

¹ **Federal Reserve (FED)**. 2016. Survey of Consumer Finances. <http://www.federalreserve.gov/econresdata/scf/scfindex.htm> (accessed March 03, 2016).

² **European Central Bank (ECB)**. 2016a. Household, Finance and Consumption Network. https://www.ecb.europa.eu/pub/economicresearch/research-networks/html/researcher_hfcn.en.html (accessed March 03, 2016).

³ **Federal Reserve Bank of St. Louis**. 2016a. St. Louis Adjusted Monetary Base. <https://fred.stlouisfed.org/series/BASE> (accessed March 03, 2016).

⁴ **Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)**. 2016. Harmonized Indices of Consumer Prices by COICOP Divisions. https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=HICP_COICOP (accessed March 03, 2016).

⁵ **European Central Bank (ECB)**. 2016b. Standard and Poor's 500 Composite Index. http://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=143.FM.M.US.USD.DS.EI.S_PCOMP.HSTA (accessed March 03, 2016).

⁶ **Federal Reserve Bank of St. Louis**. 2016b. Dow Jones Industrial Average. <https://fred.stlouisfed.org/series/DJIA> (accessed March 03, 2016).

Akaike information criterion (AIC) determined the use of one lag as optimum in both models (see Table A.1 and A.2 in the Appendix). The Cholesky order imposed is:

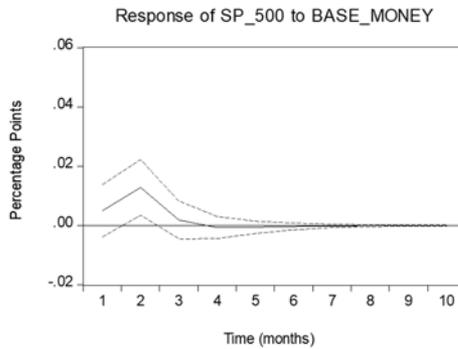
- (i) Inflation_rate - Base_money - SP_500;
- (ii) Inflation_rate - Base_money - Dow_Jones.

Table 1 Augmented Dickey-Fuller (ADF) Unit Root Tests (USA)

	Levels		First differences	
	<i>t</i> -statistics	<i>p</i> -value	<i>t</i> -statistics	<i>p</i> -value
Inflation_rate	-2.387704	0.1495	-4.56093	0.0005
Base_money	-0.004559	0.9541	-5.592976	0.0000
SP_500	-0.537036	0.8760	-6.372624	0.0000
Dow_Jones	-0.545297	0.8742	-6.306562	0.0000

Source: Authors' estimations.

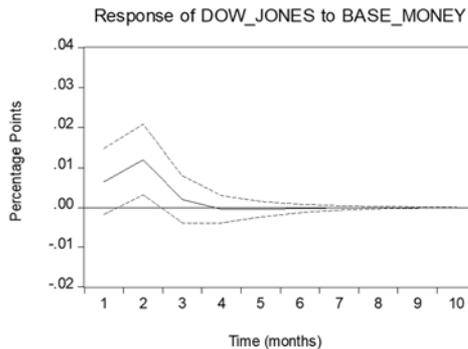
Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.



Source: Authors' estimations.

Figure 1 Response of S&P 500 to the Money Base Shock

Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.



Source: Authors' estimations.

Figure 2 Response of Dow Jones 30 to the Money Base Shock

Impulse responses of these two models are presented in the Appendix (see Figures A.1 and A.2). We are interested in how the stock market index, S&P 500 and Dow Jones 30, responded to the increase in monetary base. Figures 1 and 2 show the dynamic impact of monetary base one-standard-deviation shocks on the S&P 500 and the Dow Jones 30 in a span of 10 months and a confidence interval of 90%. In both cases, the increase in monetary base appeared to positively affect the stock market index. The impact became statistically significant after two months when the maximum increase of 0.01 points occurred, thereafter the effect dissipated quickly. Based on these results, an increase in the monetary base caused by unconventional measures in the USA economy has, indeed, a positive effect on the stock market, and therefore, it could lead to an increase in inequality through the portfolio channel.

2.3 Eurozone Case

In the Eurozone, it is more difficult to determine the period of study as QE does not start at the same time as in the USA. However, we have decided the study period to be from July 2009 to September 2016 or from the month when the enhanced credit support program, which is the first program of unconventional measures, is activated. The whole Eurozone were explored using Dow Jones EURO STOXX 50 stock market index. Due to the heterogeneity of countries in the Eurozone, an individual analysis has been conducted for the four largest economies in the Eurozone using the following stock market indices: IBEX 35 (Spain), DAX 30 (Germany), CAC 40 (France), and FTSE MIB (Italy). Variables used for the Eurozone are money base (base_money) from the ECB (2016c)⁷, harmonized consumer prices percentage change on the same period of the previous year (inflation_rate) from Eurostat (2016)⁸, and the stock market indexes retrieved from Investing.com (2016)⁹.

The model for the Eurozone was carried out similarly as the one for the USA economy. Money base and stock market indices were transformed into logarithms, and all variables were in first differences based on Augmented Dickey-Fuller test results (see Table 2). The AIC criterion determined the optimal use of one lag (see Table A.2 in the Appendix). Finally, applying the Cholesky decomposition method, the following orders were imposed for the models:

- (i) Inflation_rate - Base_money - Eurostoxx50;
- (ii) Inflation_rate - Base_money - Ibex35;
- (iii) Inflation_rate - Base_money - Dax30;
- (iv) Inflation_rate - Base_money - Cac40;
- (v) Inflation_rate - Base_money - FTSE_MIB.

⁷ **European Central Bank (ECB)**. 2016c. Base Money. https://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?sessionId=F17273070163835687F8D92B007FDB86?SERIES_KEY=123.ILM.M.U2.C.LT00001.Z5.EUR (accessed March 03, 2016).

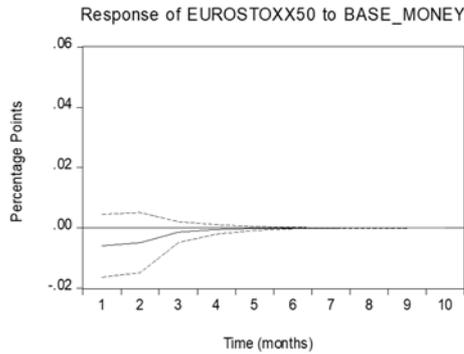
⁸ **Eurostat**. 2016. Harmonized Indices of Consumer Prices (HICP). http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=prc_hicp_manr&lang=en (accessed March 03, 2016).

⁹ **Investing.com**. 2016. Indexes. <https://es.investing.com/indices> (accessed March 03, 2016).

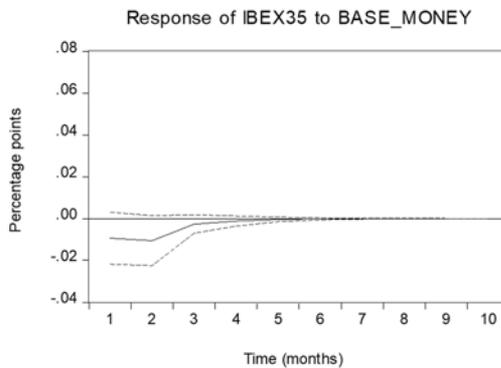
Table 2 Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test (Eurozone)

	Levels		First differences	
	<i>t</i> -statistics	<i>p</i> -value	<i>t</i> -statistics	<i>p</i> -value
Inflation_rate	-1.631779	0.4621	-8.578195	0.0000
Base_money	-1.262673	0.6435	-2.926237	0.0466
Eurostoxx 50	-1.838593	0.3597	-9.254531	0.0000
Ibex 35 (Spain)	-1.964662	0.3018	-9.458091	0.0000
Dax 30 (Germany)	-1.184692	0.6780	-8.723621	0.0000
Cac 40 (France)	-1.686338	0.4345	-9.512274	0.0000
FTSE_MIB (Italy)	-1.802346	0.3771	-8.905313	0.0000

Source: Authors' estimations.

Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.

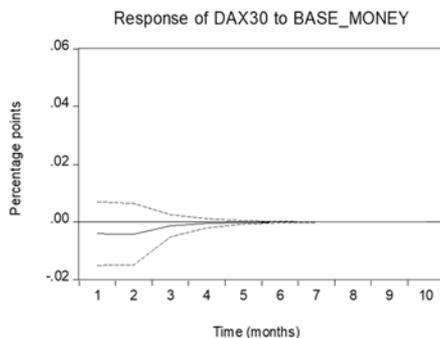
Source: Authors' estimations.

Figure 3 Response of Dow Jones Euro Stoxx 50 to the Money Base ShockResponse to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.

Source: Authors' estimations.

Figure 4 Response of IBEX 35 to the Money Base Shock

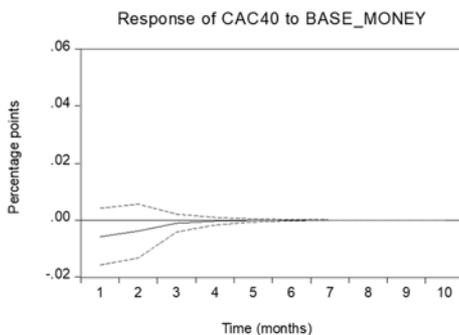
Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.



Source: Authors' estimations.

Figure 5 Response of DAX 30 to the Money Base Shock

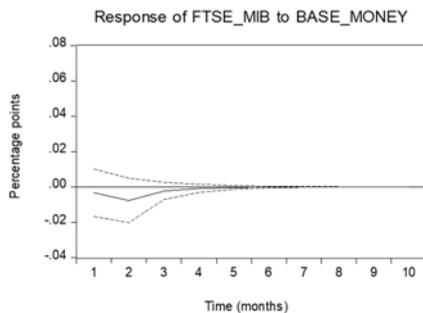
Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.



Source: Authors' estimations.

Figure 6 Response of CAC 40 to the Money Base Shock

Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.



Source: Authors' estimations.

Figure 7 Response of FTSE MIB to the Money Base Shock

Impulse responses of these five models are presented in the Appendix (see Figures A.3 to A.7). The results observed in the response of the stock market index to the increase in monetary base (Figures 3 to 7) are contrary to what economic logic would suggest. In all cases, it is found that a positive shock of UMP for the period does not have the expected effect in the European stock markets. The results show that one-standard-deviation shock in the monetary base reduced the corresponding stock market index by approximately 0.01 points, reaching the maximum effect in the second month and rapidly returning to the trend from the third month. However, these results are not statistically significant in any of the cases – thus showing the null effect of UMP shock on the stock market prices, both in the Eurozone and in other countries analyzed. These results contradict those obtained for the USA and those determined by Saiki and Frost (2014) for Japan. Therefore, in the Eurozone, expansionary monetary policies have not increased inequality through the portfolio channel. It is important to add that the Eurozone, as a whole, was treated using the Euro Stoxx 50 index, and subsequently, the respective indices of the four largest economies in the Eurozone were analyzed – obtaining in all cases a zero effect of the UMP on the stock market.

This phenomenon in the European area can be explained by several hypotheses, such as the relationship between the stock market and monetary policy breaks due to low expectations for future profits for the agents or the so-called liquidity trap by Keynes (Gauti Eggertsson and Paul Krugman 2012; Gianluca Benigno and Luca Fornaro 2015). Alternatively, Richard Koo (2012) claims that UMP have little effect on aggregate demand due to the “balance sheet recession”. He added that the process of massive private sector deleveraging after the financial collapse in 2008 caused monetary policy and others, such as fiscal policy, to not to be a determinant and necessary in stimulating the aggregate demand and in achieving the objectives of inflation and employment. In this sense, Carolina Tuckwell and Antonio Mendonça (2016) point out that the evolution of unemployment, inflation and GDP growth point to a weaker effectiveness of monetary policy in the Eurozone. Nonetheless, they state that this lower effectiveness may be due to fiscal consolidation policies applied after the sovereign debt crisis of 2010.

However, a more plausible explanation seems to be the less importance of the portfolio channel in the Eurozone due to excessive banking in the European economy. José M. González-Páramo (2012) shows that almost 80% of the financing needs of nonfinancial corporations in the Eurozone area are met by bank loans, whereas in the United States, the financing needs settled through bank loans are below 40%. The greater importance of the secondary debt market to the real economy’s financing conditions in the United States, as compared to the Eurozone, helps to explain further why measures supporting debt markets played a predominant role among the unconventional measures adopted by the FED in dealing with crisis. Therefore, it had a direct effect in the stock market. John Muellbauer (2016), states that as capital markets in the Eurozone are less important in financing companies, programs like LTRO could be more effective in reactivating the real economy. Thus, in the Eurozone, the portfolio channel is less important in transmitting monetary policy to the real economy. On the other hand, Jef Boeckx, Maarten Dossche, and Gert Peersman (2014) show that the ECB’s balance sheet expansion between 2008 and 2013 had a significant effect on

output and price level, with an effect that is very similar to those produced by changes in conventional monetary policy. However, this effect turns out to be heterogeneous between countries. Countries with a better degree of capitalization in their banking sector have been more lax in the granting of credits, and therefore, the effects of these unconventional measures have been greater. This reiterates the importance of banking and excessive banking in the Eurozone and the lesser significance of the portfolio channel as compared with other channels of monetary policy transmission such as the credit channel (González-Páramo 2012).

The inability of the ECB to influence financial private debt markets presents two opposing interpretations. On one hand, there is no evidence that the unconventional measures in the European area are increasing inequality. However, it is shown that the transmission mechanism based on the price of the assets that aims to stimulate the wealth effect does not work in the stock market.

3. Conclusions

This study shows the redistributive effects of the UMP, as represented by the monetary base, on the USA and the Eurozone. The results suggest that in the USA, the measures implemented by the FED had undesired effects on income and wealth distribution through the portfolio channel, but the same result cannot be affirmed for the Eurozone. Therefore, it can be suggested that measures of UMP implemented by the FED in response to the “Great Recession” had greater distributional effects than those applied by the ECB.

However, we should be cautious with this conclusion, as a plausible explanation for this phenomenon might be the excessive banking and the lesser role of the portfolio channel in the Eurozone. Through the portfolio channel, it could be implied that there is a lower effectivity in transmission of monetary policy to the real economy – consequently impeding the rest of compensatory channels mentioned in Section 1 and making the total result ambiguous. Moreover, there are alternative channels this study has not explored extensively and should be adopted for future research: (i) low interest rates allow refinancing the debt of households and businesses in better conditions, and this usually favors low-income group that proportionately accumulate more debt; moreover, (ii) aggressive monetary policies not only increase the stock market price but also the price of housing. As long as low-income households maintain a higher proportion of their wealth in housing, accommodative monetary policy could increase house prices and therefore reduce wealth inequality.

As discussed throughout the paper, much remains to be studied. However, it is clear that the neutrality of money could only be the result of chance, and policymakers should take into account all the consequences and adverse effects of such policies. It is naive to think that the expansionary monetary policy carried out by major central banks around the world should not have been made if it was shown to have negative total effect on equity. We should take into consideration the alternative scenario: what would the rate of inflation or growth rates have been without an accommodative monetary policy? However, we could take monetary policy design or the application of compensatory policies into account to eliminate these adverse distributional effects from any theory of social justice we can consider.

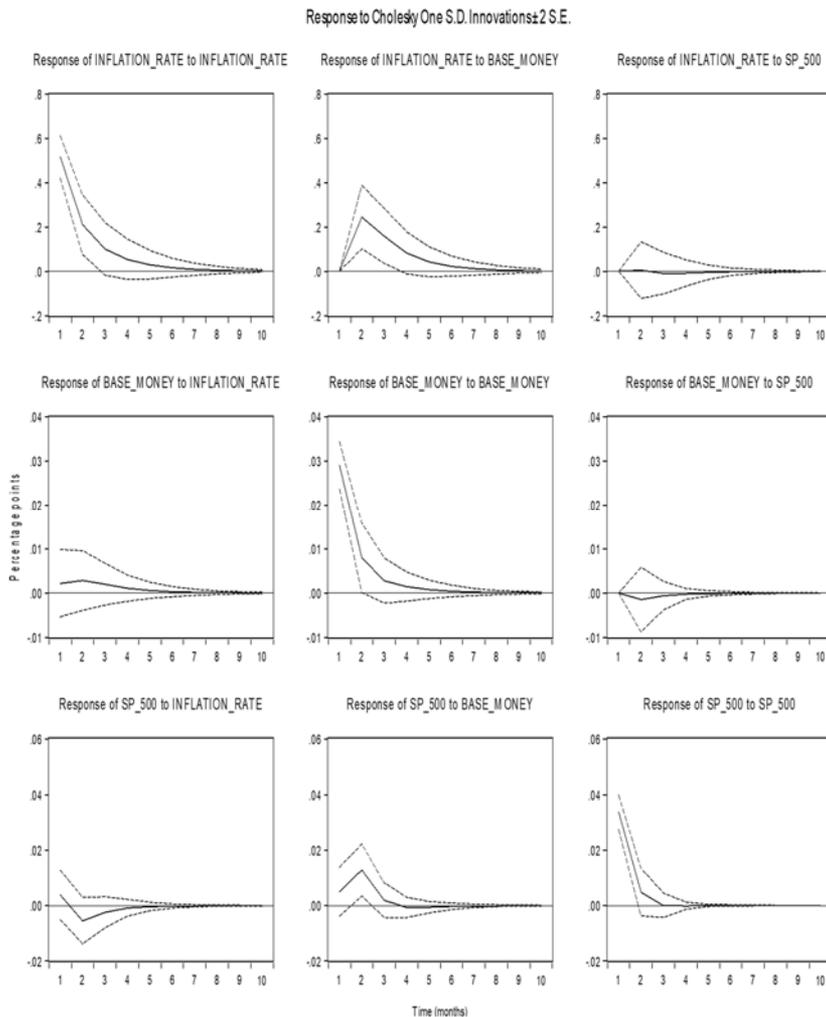
References

- Acemoglu, Daron.** 2002. "Technical Change, Inequality, and the Labour Market." *Journal of Economic Literature*, 40(1): 7-72. <http://dx.doi.org/10.1257/0022051026976>
- Agarwal, Sumit, Souphala Chomsisengphet, Neale Mahoney, and Johannes Stroebe.** 2015. "Do Banks Pass through Credit Expansions? The Marginal Profitability of Consumer Lending during the Great Recession." National Bureau of Economic Research Working Paper 21567.
- Ando, Albert, and Franco Modigliani.** 1963. "The 'Life-Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests." *American Economic Review*, 53(1): 55-84.
- Bank of England.** 2012. "The Distributional Effects of Asset Purchases." <https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/news/2012/july/the-distributional-effects-of-asset-purchases-paper>.
- Benigno, Gianluca, and Luca Fornaro.** 2015. "Stagnation Traps." European Central Bank Working Paper 2038.
- Beraja, Martin, Andreas Fuster, Erick Hurst, and Joseph Vavra.** 2015. "Regional Heterogeneity and Monetary Policy." National Bureau of Economic Research Working Paper 23270. <http://dx.doi.org/10.3386/w23270>
- Bernanke, Ben S., and Alan S. Blinder.** 1992. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission." *American Economic Review*, 82(4): 901-921.
- Bernanke, Ben S.** 2015. "Monetary Policy and Inequality." *Brookings*, June 01. <https://www.brookings.edu/blog/ben-bernanke/2015/06/01/monetary-policy-and-inequality/>.
- Bhattacharya, Joydeep, Joseph H. Haslag, and Antoine Martin.** 2005. "Heterogeneity, Redistribution and the Friedman Rule." *International Economic Review*, 46(2): 437-454. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-2354.2005.00327.x>
- Boeckx, Jef, Maarten Dossche, and Gert Peersman.** 2014. "Effectiveness and Transmission of the ECB's Balance Sheet Policies." Center of Economic Studies and Ifo Institute for Economic Research Working Paper 4907.
- Borio, Claudio, and Philip Lowe.** 2002. "Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus." Bank for International Settlements Working Paper 114. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.846305>
- Borio, Claudio, and Piti Disyatat.** 2009. "Unconventional Monetary Policies: An Appraisal." *The Manchester School*, 78(s1): 53-89. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1541243>
- Bossone, Biagio.** 2013. "Unconventional Monetary Policies Revisited (Part I)." *Centre for Economic Policy Research Portal*, October 04. <https://voxeu.org/article/unconventional-monetary-policies-revisited-part-i>.
- Brunnermeier, Markus K., and Yuliy Sannikov.** 2012. "Redistributive Monetary Policy." Paper presented at the Jackson Hole Economic Symposium, Jackson Hole.
- Bullard, James B.** 2014. "Income Inequality and Monetary Policy: A Framework with Answers to Three Questions." Federal Reserve Bank of St. Louis Speech 235.
- Cantillon, Richard.** 1755. *Essay on the Nature of Trade in General*. London: Frank Cass and Company Ltd.
- Carpenter, Seth B., and William M. Rodgers.** 2004. "The Disparate Labor Market Impacts of Monetary Policy." *Journal of Policy Analysis and Management*, 23(4): 813-830. <http://dx.doi.org/10.1002/pam.20048>

- Chen, Bing, and Frank P. Stafford.** Forthcoming. "Stock Market Participation: Responses before and during the Great Recession." *Journal of Money, Credit, and Banking*.
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, Lorenz Kueng, and John Silvia.** 2012. "Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality in the U.S." National Bureau of Economic Research Working Paper 18170. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2078425>
- Crowder, William J.** 2006. "The Interaction of Monetary Policy and Stock Returns." *Journal of Financial Research*, 29(4): 523-535. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-6803.2006.00192.x>
- Davtyan, Karen.** 2016. "Income Inequality and Monetary Policy: An Analysis on the Long Run Relation." University of Barcelona, Research Institute of Applied Economics Working Paper 201604.
- Del Negro, Marco, and Giorgio E. Primiceri.** 1994. "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy: A Corrigendum." *Review of Economic Studies*, 82(4): 1342-1345. <http://dx.doi.org/10.1093/restud/rdv024>
- Di Maggio, Marco, Amir Kermani, and Rodney Ramcharan.** 2014. "Monetary Policy Pass-Through: Household Consumption and Voluntary Deleveraging." Columbia Business School Research Paper 14-24. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2489793>
- Dobbs, Richard, Susan Lund, Tim Koller, and Ari Shwayder.** 2013. "QE and Ultra-Low Interest Rates: Distributional Effects and Risks." McKinsey Global Institute Discussion Paper.
- Doepke, Matthias, and Martin Schneider.** 2006. "Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth." *Journal of Political Economy*, 114(6): 1069-1097. <http://dx.doi.org/10.1086/508379>
- Domanski, Dietrich, Michela Scatigna, and Anna Zabai.** 2016. "Wealth Inequality and Monetary Policy." Bank for International Settlements Quarterly Review 45-64.
- Eggertsson, Gauti, and Paul Krugman.** 2012. "Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach." *The Quarterly Journal of Economics*, 127(3): 1469-1513. <http://dx.doi.org/10.1093/qje/qjs023>
- Erosa, Andrés, and Gustavo Ventura.** 2002. "On Inflation as a Regressive Consumption Tax." *Journal of Monetary Economics*, 49(4): 761-795. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3932\(02\)00115-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00115-0)
- Feenstra, Robert C., and Gordon H. Hanson.** 2004. "Intermediaries in Entrepot Trade: Hong Kong Re-exports of Chinese Goods." *Journal of Economics & Management Strategy*, 13(1): 3-35. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1430-9134.2004.00002.x>
- Galbraith, James K.** 1998. *Created Unequal: The Crisis in American Pay*. New York: Free Press.
- González-Páramo, José M.** 2012. "The Management of the Crisis by the European Central Bank." *Revista de economía mundial*, 30: 83-102.
- Heathcote, Jonathan, Fabrizio Perri, and Giovanni L. Violante.** 2010. "Unequal We Stand: An Empirical Analysis of Economic Inequality in the U.S., 1967-2006." *Review of Economic Dynamics*, 13(1): 15-51. <http://dx.doi.org/10.3386/w15483>
- Huber, Evelyne, and John D. Stephens.** 2014. "Income Inequality and Redistribution in Post-Industrial Democracies: Demographic, Economic and Political Determinants." *Socio-Economic Review*, 12(2): 245-267. <http://dx.doi.org/10.1093/ser/mwu001>
- Kershner, Adam, and Panagiota Tzamourani.** 2016. "Distributional Consequences of Asset Price Inflation in the Euro Area." *European Economic Review*, 89(C): 172-192. <http://dx.doi.org/10.1016/j.euroecorev.2016.07.005>

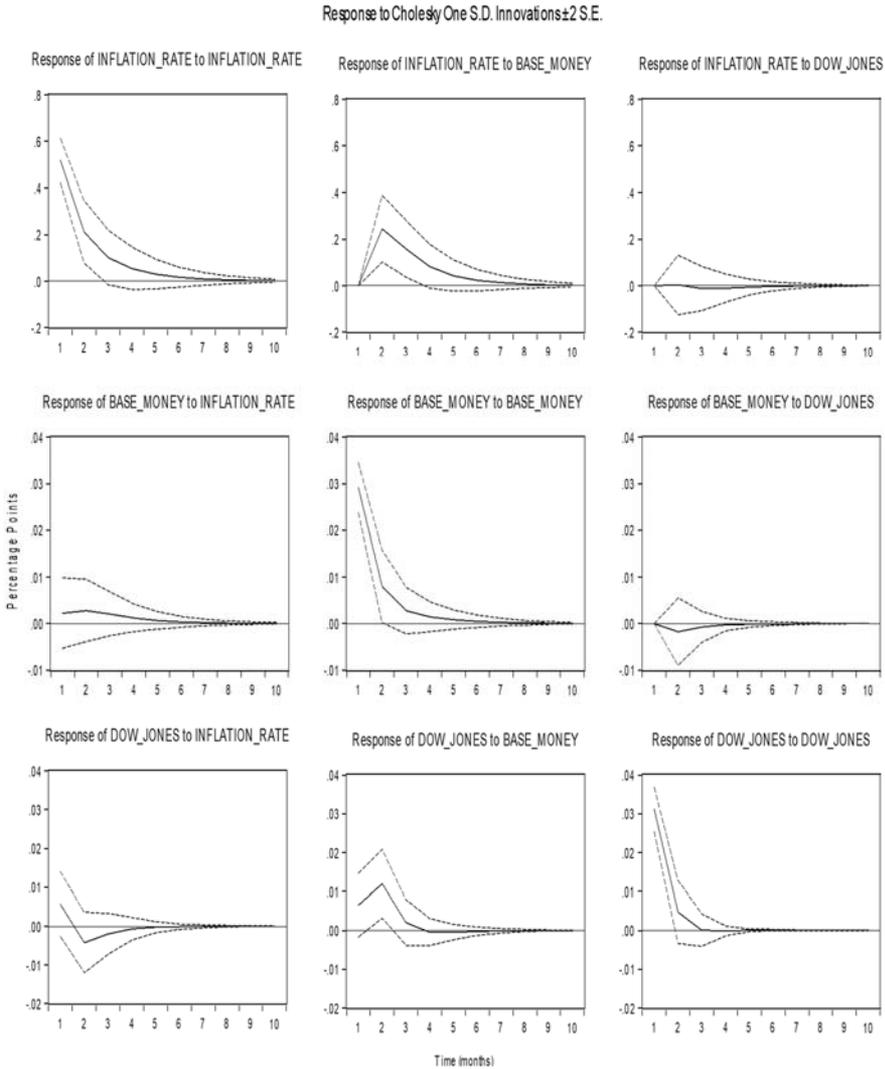
- Koo, Richard.** 2012. "The World in Balance Sheet Recession: Causes, Cure, and Politics." *Real-World Economics Review*, 58: 19-37. <http://dx.doi.org/10.1002/9781119199618.ch8>
- Muellbauer, John.** 2016. "Combatting Eurozone Deflation: Qe for the People." *Centre for Economic Policy Research Portal*, December 23. <https://voxeu.org/article/combatting-eurozone-deflation-qe-people>.
- Nakajima, Makoto.** 2015. "The Redistributive Consequences of Monetary Policy." Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review Q2.
- O'Farrell, Rory, Lukasz Rawdanowicz, and Kei-Ichiro Inaba.** 2016. "Monetary Policy and Inequality." Organisation for Economic Co-operation and Development Working Paper 1281.
- Piketty, Thomas.** 2014. *Capital in the 21st Century*. Cambridge, M. A.: Harvard University Press.
- Romer, Christina D., and David H. Romer.** 1998. "Monetary Policy and the Well-Being of the Poor." National Bureau of Economic Research Working Paper 6793.
- Saez, Emmanuel, and Gabriel Zucman.** 2014. "Wealth Inequality in the United States since 1913: Evidence from Capitalised Income Tax Data." National Bureau of Economic Research Working Paper 20625. <http://dx.doi.org/10.1093/qje/qjw004>
- Saiki, Ayako, and Jon Frost.** 2014. "Does Unconventional Monetary Policy Affect Inequality? Evidence from Japan." *Applied Economics*, 46(36): 4445-4454. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2434509>
- Sarfati, Hedva.** 2015. "In It Together: Why Less Inequality Benefits All." *International Social Security Review*, 68(4): 115-117. <http://dx.doi.org/10.1111/issr.12091>
- Sims, Christopher A.** 1980. "Macroeconomics and Reality." *Econometrica*, 48(1): 1-48. <http://dx.doi.org/10.2307/1912017>
- Tobin, James.** 1969. "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory." *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1): 15-29. <http://dx.doi.org/10.2307/1991374>
- Tuckwell, Carolina, and Antonio Mendonça.** 2016. "The Global Crisis and Unconventional Monetary Policy: ECB versus Fed." Center for African, Asian and Latin American Studies Working Paper 141.
- Williamson, Stephen D.** 2009. "Monetary Policy and Distribution." *Journal of Monetary Economics*, 55(6): 1038-1053. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.07.001>

Appendix



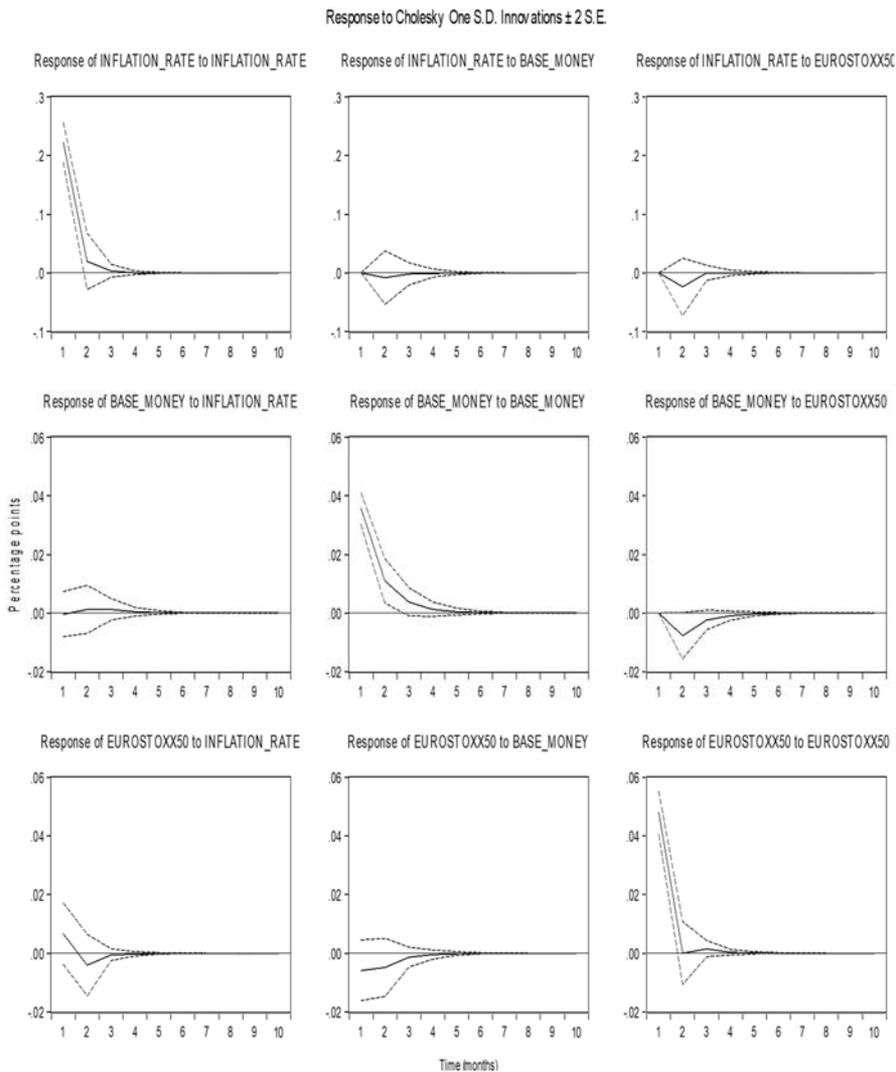
Source: Authors' estimations.

Figure A.1 Impulse Response Function of VAR Analysis: Model I for the USA



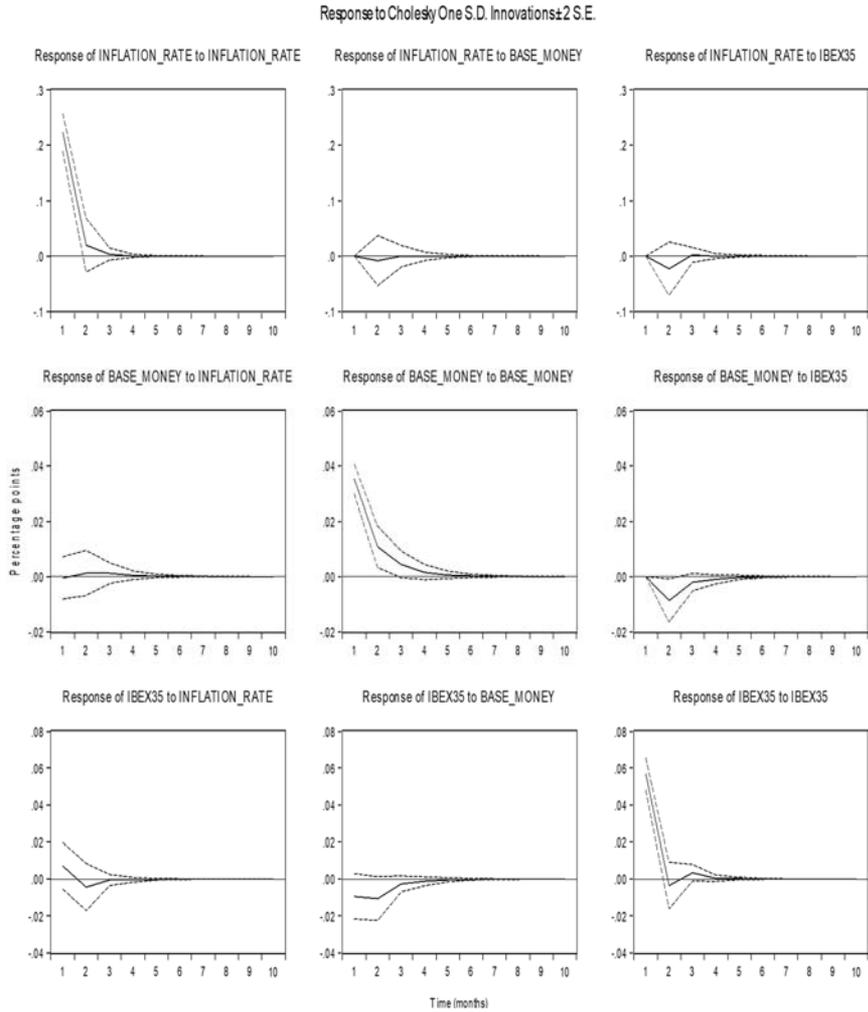
Source: Authors' estimations.

Figure A.2 Impulse Response Function of VAR Analysis: Model II for the USA



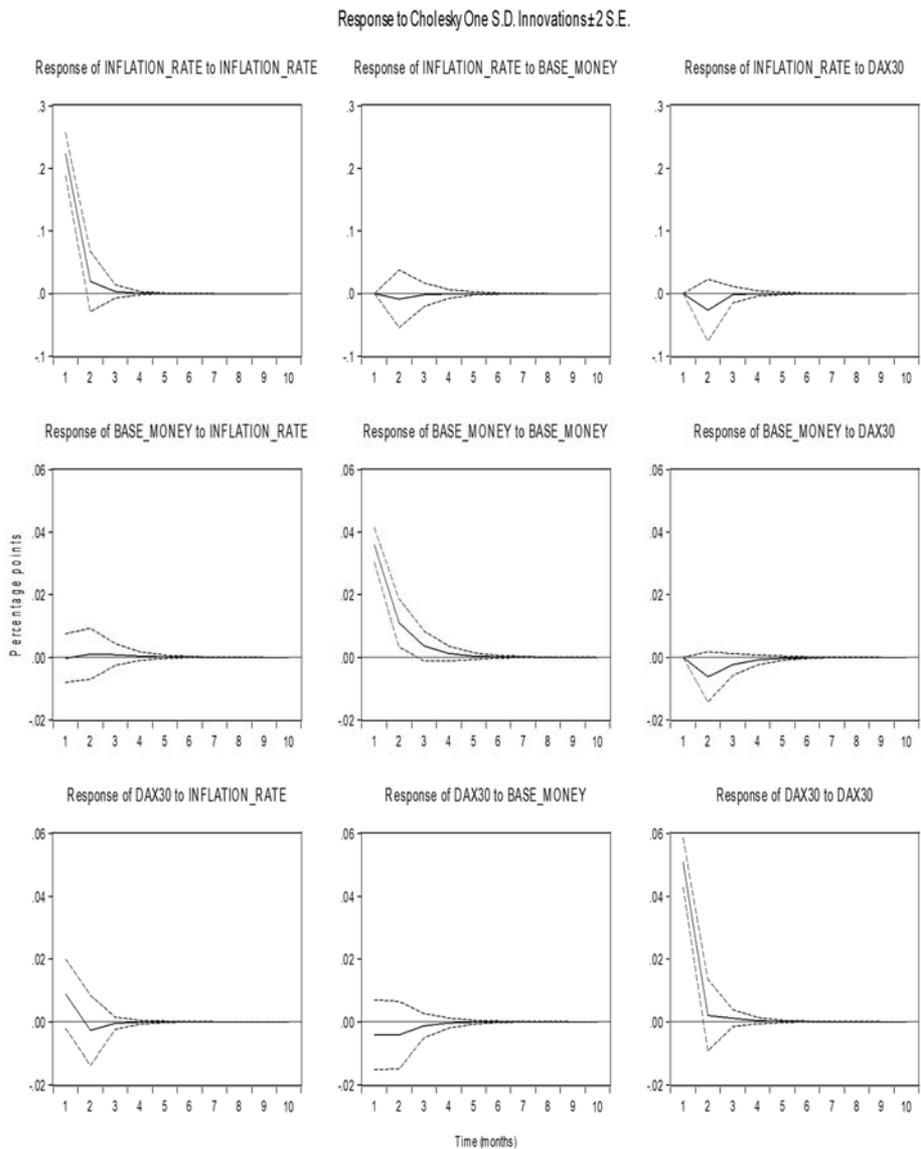
Source: Authors' estimations.

Figure A.3 Impulse Response Function of VAR Analysis: Model I for the Eurozone



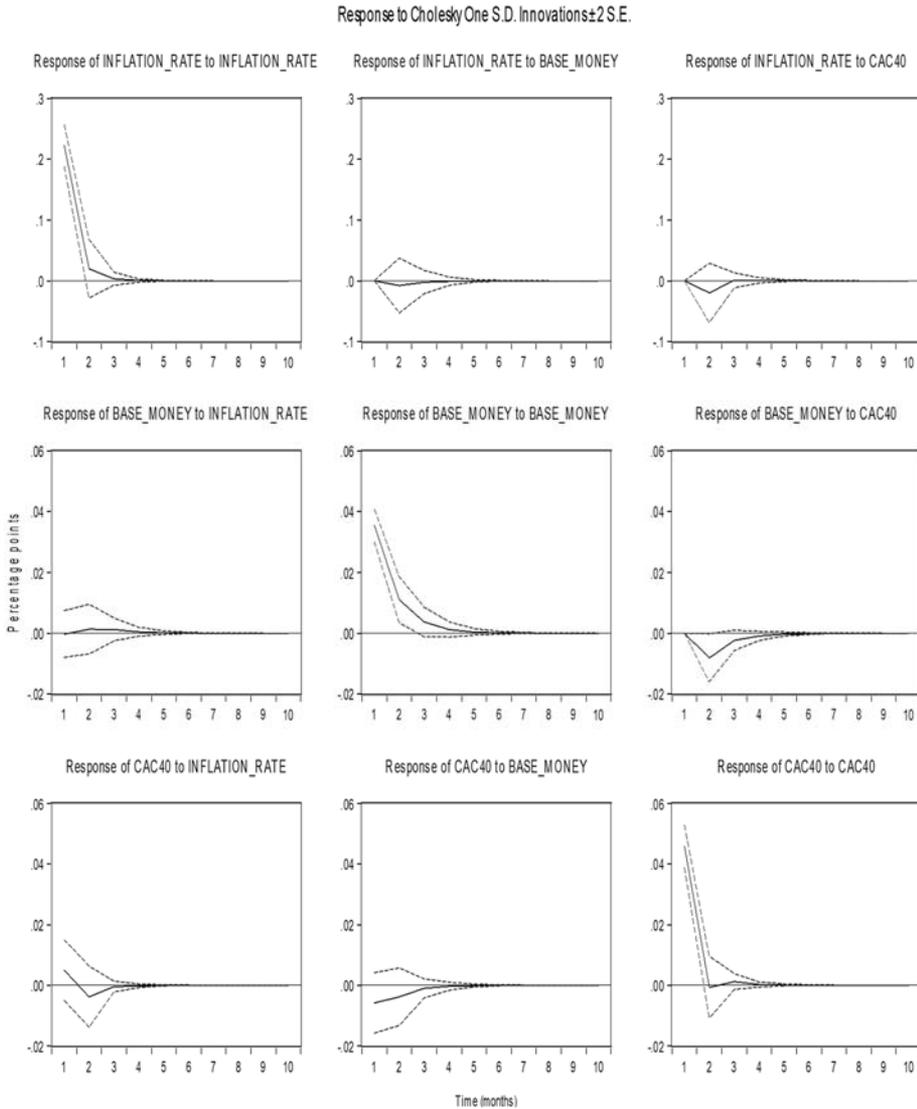
Source: Authors' estimations

Figure A.4 Impulse Response Function of VAR Analysis: Model II for the Eurozone



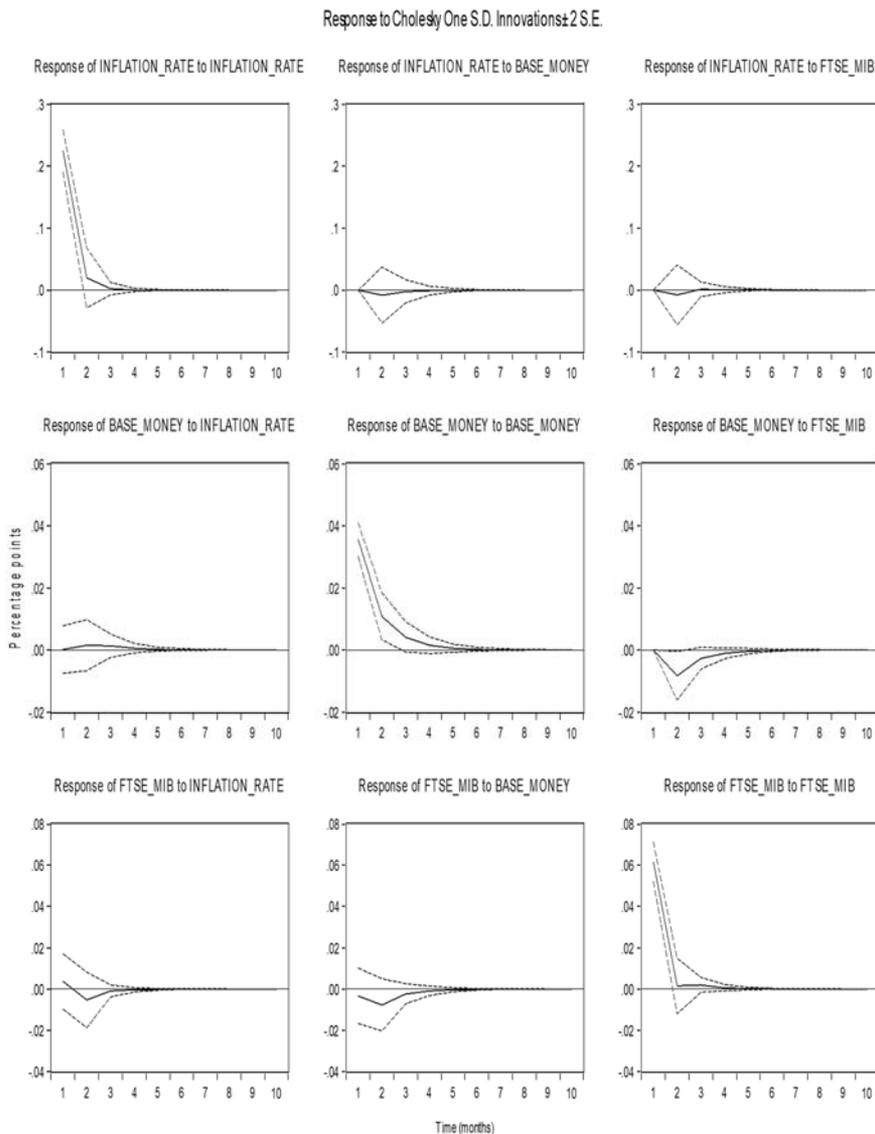
Source: Authors' estimations.

Figure A.5 Impulse Response Function of VAR Analysis: Model III for the Eurozone



Source: Authors' estimations.

Figure A.6 Impulse Response Function of VAR Analysis: Model IV for the Eurozone



Source: Authors' estimations.

Figure A.7 Impulse Response Function of VAR Analysis: Model V for the Eurozone

Table A.1 VAR Lag Order Selection Criteria (USA)

Lag	Model I	Model II
	AIC	AIC
0	-6.922746	-7.162345
1	-7.482892*	-7.691969*
2	-7.232049	-7.450407
3	-7.173285	-7.402301
4	-7.118847	-7.383482
5	-6.899595	-7.158577
6	-6.936032	-7.131231
7	-6.849650	-7.033821
8	-6.758859	-6.926066

Notes: * indicates lag order selected by the criterion; AIC: Akaike information criterion.

Source: Authors' estimations.

Table A.2 VAR Lag Order Selection Criteria (Eurozone)

Lag	Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V
	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC
0	-7.354178	-6.952826	-7.238868	-7.447438	-6.836245
1	-7.378308*	-6.992455*	-7.244916*	-7.477844*	-6.873514*
2	-7.331148	-6.950786	-7.220887	-7.389302	-6.792915
3	-7.332311	-6.942362	-7.176032	-7.404372	-6.775331
4	-7.231835	-6.854371	-7.075057	-7.296077	-6.663249
5	-7.140477	-6.762982	-6.998160	-7.204804	-6.571772
6	-7.112324	-6.730098	-6.953961	-7.180427	-6.568091
7	-7.066504	-6.648097	-6.976817	-7.083728	-6.479702
8	-7.120904	-6.632391	-6.954536	-7.107693	-6.491253

Notes: * indicates lag order selected by the criterion; AIC: Akaike information criterion.

Source: Authors' estimations.

Artículo 2 /Article 2

The effects of monetary policy on income and wealth inequality in the U.S. Exploring different channels

Publicado en /Published in: Structural Change and Economic Dynamics

Artículo en periodo de embargo, consultar directamente en la web de la publicación: <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2020.07.002>

Artículo 3 /Article 3

Monetary policy and the redistribution of net
worth in the U.S

Publicado en /Published in: Journal of Economic
Policy Reform

Artículo en periodo de embargo, consultar directamente en la web de la
publicación: <https://doi.org/10.1080/17487870.2021.1895778>

Appendix: Monetary Policy and the redistribution of net worth in the U.S.

ARTICLE HISTORY

Compiled January 13, 2021

Appendix A. Proxy SVAR

To analyze and quantify the dynamic responses of real and financial macroeconomic variables we propose a proxy SVAR which combine High Frequency Identification of shocks with a VAR approach following Gertler and Karadi (2015). Specifically, the shocks obtained using HFI are used as external instruments for the monetary policy indicator.

Let Y_t be the vector of real and financial variables which include the following variables in the baseline : the one-year government bond rate (GS1), consumer price index (CPI), industrial production (IP) and excess bond premium (EBP) plus one additional variable for the rest of our specifications, the structural form of the VAR is represented as

$$AY_t = C + \sum_{j=1}^p B_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{A1})$$

where A is a $n \times n$ matrix which represent the contemporaneous relation between the endogenous variables and n denotes the length of the endogenous variables, Y_t is a $n \times 1$ vector of contemporaneous economic and financial variables, C is a $n \times 1$ vector of constant terms, B_j is a $n \times n$ matrix that captures the coefficients associated with each lagged variable and ε_t is a $n \times 1$ vector denoting the structural error terms.

The estimation of the reduced-form equation of the structural model (A.1) can be described as follows:

$$Y_t = B + \sum_{j=1}^p \Phi_j Y_{t-j} + u_t \quad (\text{A2})$$

where $B = A^{-1}C$; $\Phi_j = A^{-1}B_j$ and $u_t = A^{-1}\varepsilon_t$.

The $n \times 1$ vector u_t represents the reduced form residuals with $Var(u_t) = \Sigma$, u_t follows a normal distribution with mean 0 and variance Σ , i.e., $u_t \sim N(0, \Sigma)$.

The reduced form of the VAR was estimated with a lag order of 12 in all the specifications as it is usual in a monthly VAR. The period analyzed was from July 1979 to September 2019.

We use external instrument methodology as identification strategy developed by Stock and Watson (2012) and Mertens and Ravn (2013). Being our policy indicator the federal fund rate, the reduced VAR innovations u_t can be represented as $u_t = [u_t^{mp} u_t^{r'}]'$, where u_t^{mp} and $u_t^{r'}$ represent the reduced form residual associated with our policy indicator and $u_t^{r'}$ the reduced form residual associated with all other variables included in Y_t . Hence, given that the reduced form residuals are a linear combination of the structural shocks ε_t , the structural shocks contained in ε_t is represented as $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^{mp} \varepsilon_t^{r'}]'$ where ε_t^{mp} represents the structural shock associated with the policy indicator and $\varepsilon_t^{r'}$ represents the structural shock associated with all other endogenous variables at period t .

Z_t represents the vector of the instruments for our policy indicator, in our case the instruments are the surprises to the price of Fed Funds futures in short windows of 30 minutes around monetary policy announcements from 1991:1 through 2012:6 taken by Gertler and Karadi (2015). To the vector of instrumental variables Z_t to be a valid set of

instruments for the monetary policy shock ϵ_t^{mp} , we need $E(Z_t \epsilon_t^p) = \phi$ and $E(Z_t \epsilon_t^r) = 0$, where $\phi \neq 0$.

Hence, there are two assumption that we need in order to obtain the instrument. First, the relevance condition which implies that the set of instruments has to be correlated with the structural shock of the policy indicator. The last is the exogeneity condition which implies that the set of instruments has to be uncorrelated with the structural shocks associated with the remaining endogenous variables in Y_t .

To obtain the responses of the economic and financial variables to a monetary policy shock, we run

$$Y_t = b + \sum_{j=1}^p \theta_j Y_{t-j} + a \epsilon_t^p \quad (\text{A3})$$

where $u_t = A^{-1} \epsilon_t$. a denotes the unknown column of matrix A^{-1} which represents the responses to the associated monetary policy shock. Now, we need to imposed some restrictions in order to identify column vector a . Note that we avoid the traditional identification strategy of the Cholesky identification. This classical strategy is not realistic since we are combining both financial and economic variables and it is not plausible that a monetary policy shock should have no immediate effect on the financial variables. Besides, it could lead misleading results Gertler and Karadi (2015) and Ramey (2016). To obtain the estimated coefficients in equation A3, let a^{mp} be the element of a which represents the response of the policy indicator to a monetary policy shock. We need

$$u_t^{mp} = a^{mp} \epsilon_t^{mp} \quad (\text{A4})$$

In the following way, let a^r be the partition of column vector a corresponding to the responses of the other variables to a monetary policy shock. Also,

$$u_t^r = a^r \epsilon_t^{mp} \quad (\text{A5})$$

solving ϵ_t^{mp} in both equation A4 and A5 we obtain

$$\epsilon_t^{mp} = \frac{u_t^{mp}}{a^{mp}} = \frac{u_t^r}{a^r} \quad (\text{A6})$$

and rearranging

$$u_t^r = \frac{a^r}{a^{mp}} u_t^{mp} \quad (\text{A7})$$

we proceed in two steps. First of all, the estimated reduced form residuals are obtained by the regression of equation A2. Then, 2SLS regression is applied to obtain a consistent estimate of the ratio s^r/s^p in order to avoid endogeneity problems of u_t^{mp} . The first-stage regression of the 2SLS procedure consists of regressing the reduced-form

residuals of the equation of the policy indicator on the set of instruments ¹. Once we obtain an estimate of u_t^{mp} that it is exogenous from u_t^r by the exogeneity assumption that the set instrument must satisfy, it is incorporated into equation A8.

$$u_t^r = \frac{a^r}{a^{mp}} \hat{u}_t^{mp} + \nu_t \quad (\text{A8})$$

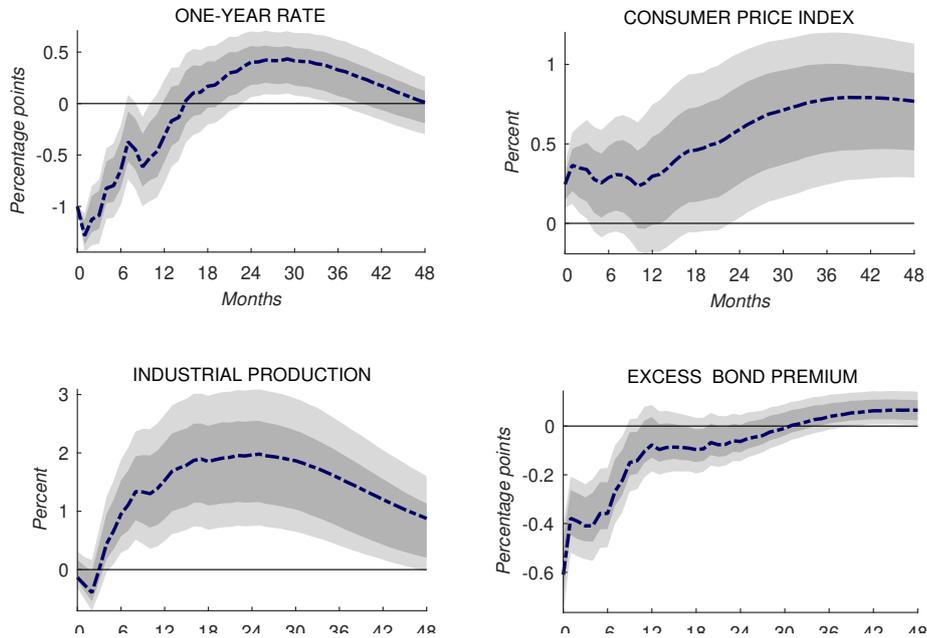
where $E(\hat{u}_t \nu_t) = 0$ by A since \hat{u}_t is a linear function of ϵ_t^r . To obtain an estimate of a^{mp} , we have to use the variance-covariance matrix ($E(u_t u_t') = \Sigma$) of the reduced form of the VAR and equation (A8). Once the estimates of a^{mp} and a^r ² have been obtained and using each of the θ_j , we calculate the impulse response function responses to monetary policy surprises using equation A3.

¹We provide the first-stage regression of all specifications considered in Appendix C

²For more details of how to obtain them, see Gertler and Karadi (2015)

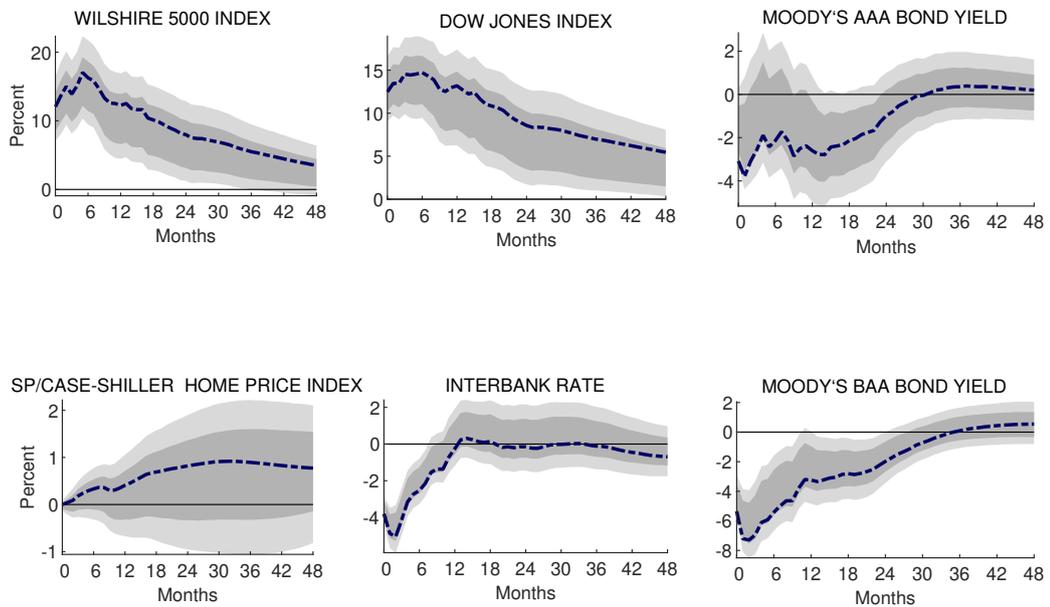
Appendix B. Additional aggregate results

Figure B1. Responses to an Expansionary Monetary Policy Shock in the Baseline model



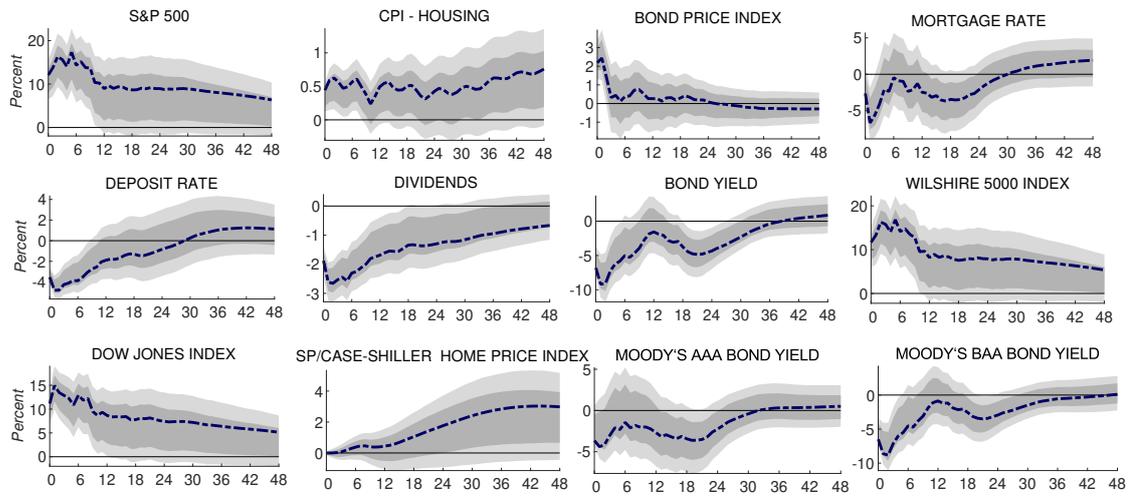
Note: Responses to an expansionary monetary policy shock. The shock is normalised to induce a 100 basis point decrease in the 1-year rate. Sample 1979:07 - 2019:09. Shaded areas are 68 percent and 90 percent bootstrapped confidence bands.

Figure B2. Responses to an Expansionary Monetary Policy Shock in the interest variables. Proxy SVAR



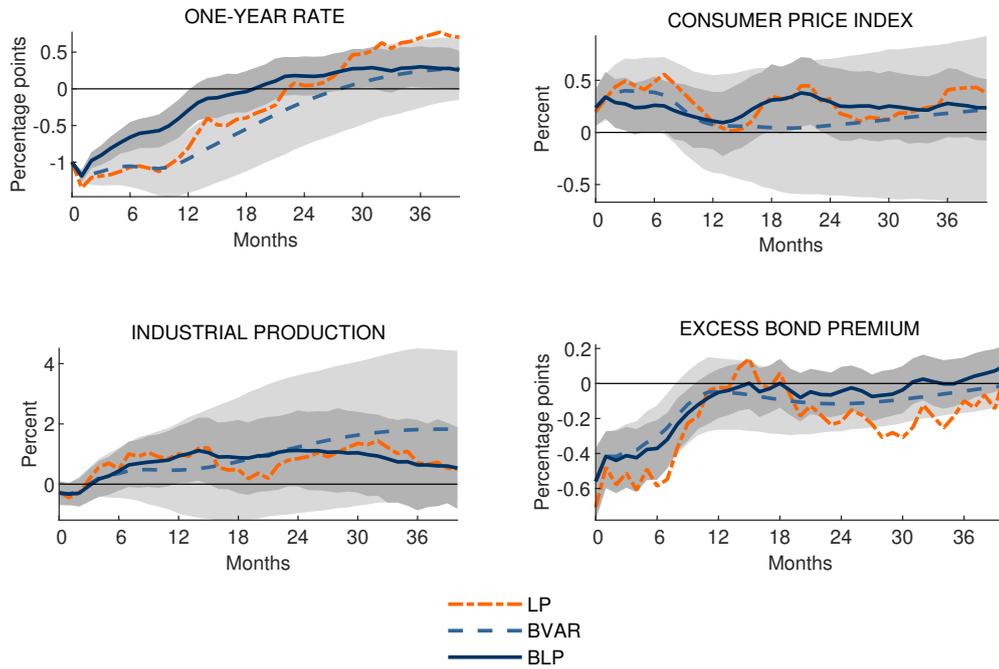
Note: Responses to an expansionary monetary policy shock. The shock is normalised to induce a 100 basis point decrease in the 1-year rate. Sample 1979:07 - 2019:09. Shaded areas are 68 percent and 90 percent bootstrapped confidence bands.

Figure B3. Responses to an Expansionary Monetary Policy Shock in the interest variables. Proxy SVAR. (Sample: 1984:02-2019:09)



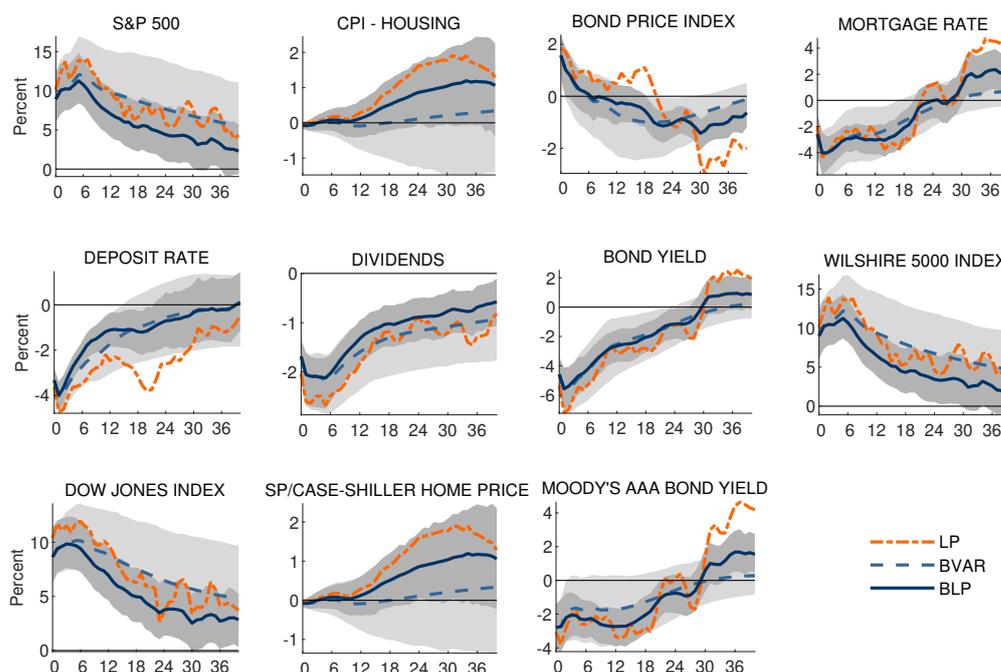
Note: Responses to an expansionary monetary policy shock. The shock is normalised to induce a 100 basis point decrease in the 1-year rate. Sample 1984:02 - 2019:09. Shaded areas are 68 percent and 90 percent bootstrapped confidence bands.

Figure B4. Responses to an Expansionary Monetary Policy Shock. Baseline model



Note: BLP, BVAR and LP responses to an expansionary monetary policy shock. The shock is normalised to induce a 100 basis point decrease in the 1-year rate. Sample 1984:02 - 2019:09. BLP(12) with VAR(12) prior over 1979:07 - 1984:01. LP (orange, dash-dotted) and BLP (blue, solid) impulse responses. Shaded areas are 90 percent posterior coverage bands.

Figure B5. Responses to an Expansionary Monetary Policy Shock in the interest variables.



Note: BLP, BVAR and LP responses to an expansionary monetary policy shock. The shock is normalised to induce a 100 basis point decrease in the 1-year rate. Sample 1984:02 - 2019:09. BLP(12) with VAR(12) prior over 1979:07 - 1984:01. LP (orange, dash-dotted) and BLP (blue, solid) impulse responses. Shaded areas are 90 percent posterior coverage bands.

Table B1. Responses of an monetary policy shock (Standar proxy SVAR model)

Months	Stock Prices	Housing Prices	Bond Prices	Mortgage Rate	Deposit Rate	Dividends	Bond yields	Inflation Rate
1	12.33%	0.56%	1.71%	-4.31%	-4.87%	-2.69%	-7.67%	0.36%
6	15.65%	0.29%	0%	-4.00%	-2.53%	-2.75%	-6.06%	0.29%
12	12.76%	0.41%	0%	-3.10%	0%	-2.16%	-4.51%	0.30%
30	9.85%	0.81%	0%	0%	0%	-1.46%	0%	0.71%

Percentage variation response of an exogenous 100 basis point shock reduction in the one-year rate. We set the percentage variation to zero for the responses not statistically significant with 68% confidence bands.

Table B2. Responses of an monetary policy shock (Bayesian Local Projection)

Months	Stock Prices	Housing Prices	Bond Prices	Mortgage Rate	Deposit Rate	Dividends	Bond yields	Inflation Rate
1	10.02%	0%	1.02%	-4.02%	-4.07%	-2.06%	-5.57%	0.36%
6	10.81%	0%	0%	-2.94%	-2.12%	-2.03%	-4.20%	0.26%
12	7.04%	0%	0%	-3.03%	-1.11%	-1.32%	-2.65%	0%
30	3.78%	1.04%	0%	0%	0%	-0.76%	0%	0%

Note: percentage variation response of an exogenous 100 basis point shock reduction in the one-year rate. We set the percentage variation to zero for the responses not statistically significant with 68% confidence bands.

Appendix C. Descriptive analysis (SCF,2016)

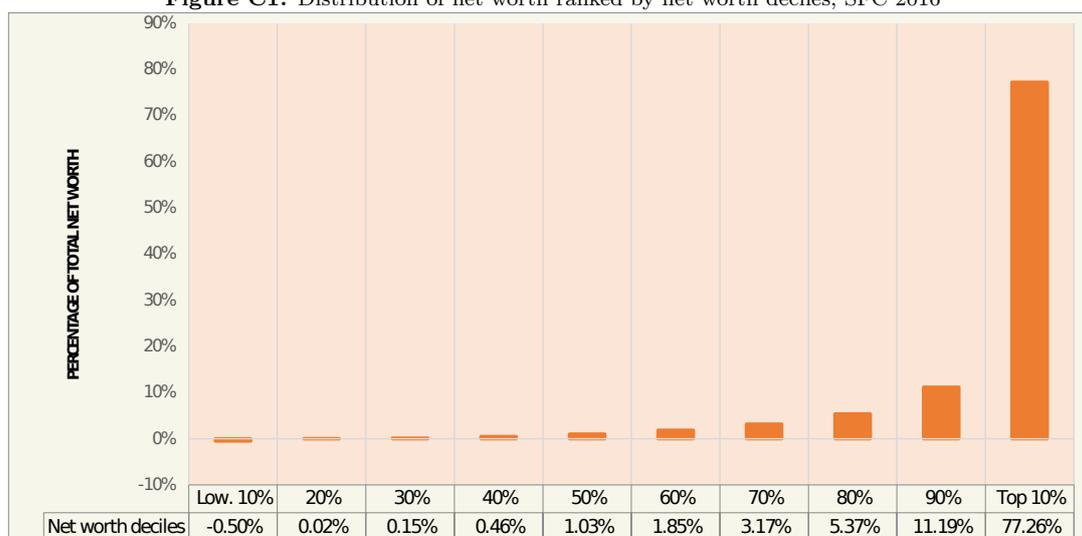
C.1. Variables

We construct total stocks as the sum of directly held stocks, stock mutual funds, and businesses' (with either an active or non-active interest) non-financial assets. Total bonds are calculated as the sum of directly held bonds, savings bonds, tax-free bond mutual funds, government bond mutual funds, and other bond mutual funds. We define housing wealth as the sum of primary residence, other residential property (e.g., vacation homes), and net equity in non-residential real estate. Transaction accounts are calculated as the sum of all types of transaction accounts (money market accounts, checking accounts, saving accounts, call accounts and prepaid cards) and certificates of deposit. We define retirement accounts as the sum of individual retirement accounts (Keoghs), account-type pensions on current job, future pensions and currently received account-type pensions. Total debt is defined as the sum of debt secured by primary residence, debt secured by other residential property, other lines of credit, credit card balances after last payment, instalment loans, and other debts (e.g., loans against pensions or life insurance, margin loans). Finally, we define households' net worth as the difference between all household assets (total financial and non-financial assets) minus all debt.

C.2. Analysis of wealth distribution

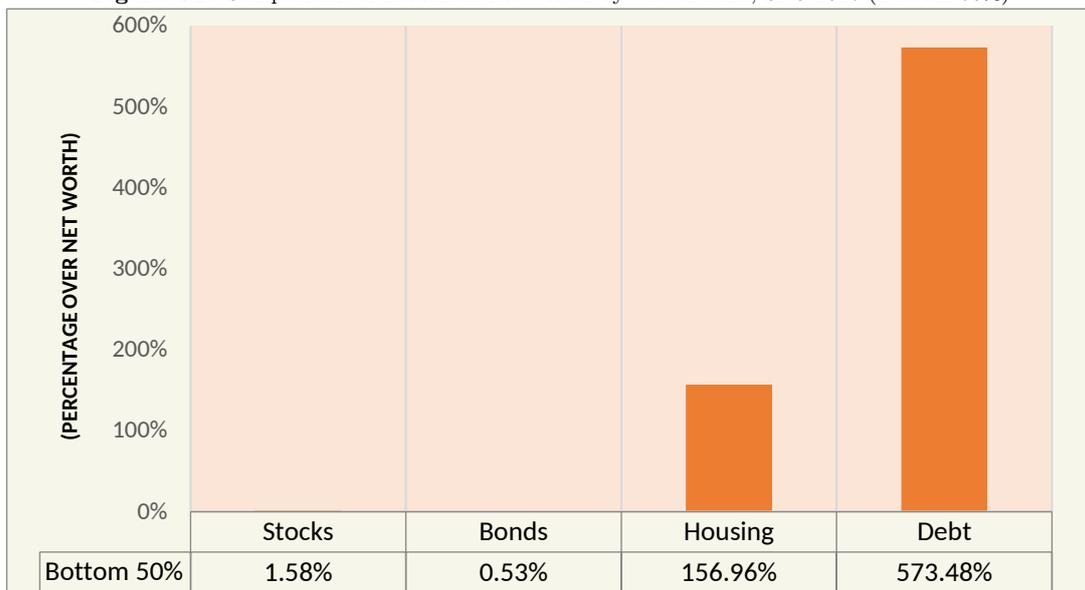
Recent studies have documented trends in either income or wealth inequality in the United States (Saez and Zucman (2016), Wolff (2016), Piketty, Saez, and Zucman (2017) or Kuhn, Schularick, and Steins (2019)). It is well known that wealth inequality is distributed historically less equally than income, and financial assets are less equally distributed than non-financial assets (Davies and Shorrocks (2000)). Figure C1 clearly shows that net worth is highly concentrated in the U.S. The lowest 10% ranked by net worth owns, on average, a negative net worth, meaning that they own more liabilities than assets. The next 10% practically owns 0 net wealth, while the top 10% owns 77.2 percent.

Figure C1. Distribution of net worth ranked by net worth deciles, SFC 2016



Figures C2 - C4 show the portfolio composition by wealth class. As shown in Figure C2, the bottom 50% percent of households (as ranked by wealth) share a 156 percent of their net worth in housing; while they almost do not own financial assets. The ratio of debt to net worth is 537.48% percent, substantially higher than the rest of the wealthy class. This is explained because these households maintain great amounts of debt over their scarce net wealth. The relative Gini coefficient of net worth reaches 0.86 according to our estimations.

Figure C2. Composition of household net wealth by wealth class, SFC 2016 (Bottom 50%)



As shown in figure C3, among the middle 40 percent of U.S. households, housing comprises 63.75 percent of their net worth, stocks 13.58 percent and bonds a scarce 1.18 percent. Debt amounts to a 24.51 percent of their net worth.

Figure C3. Composition of household net wealth by wealth class, SFC 2016 (Middle 40%)



In contrast, figure C4 shows that the richest ten percent of households own 49.07 percent of their net worth in stocks and a 4.86 percent in bonds. Housing accounts for only 24.01 percent of their net wealth, a substantially smaller percentage than the bottom and the middle part of the distribution. Similarly, their debt-net worth ratio is only 2.35 percent.

Figure C4. Composition of household net wealth by wealth class, SFC 2016 (Top 10%)



The great differences which are showed in this Annex in portfolio composition between wealth classes translate into large disparities in rates of return on household wealth over time as shown by Wolff (2016). These disparities are important when it comes to studying the wealth distributional effects of monetary policy, specifically the portfolio channel, housing channel, as well as debt channel.

Appendix D. Additional results of the simulations

Figure D1. Net Worth growth rate 6 months after the shock

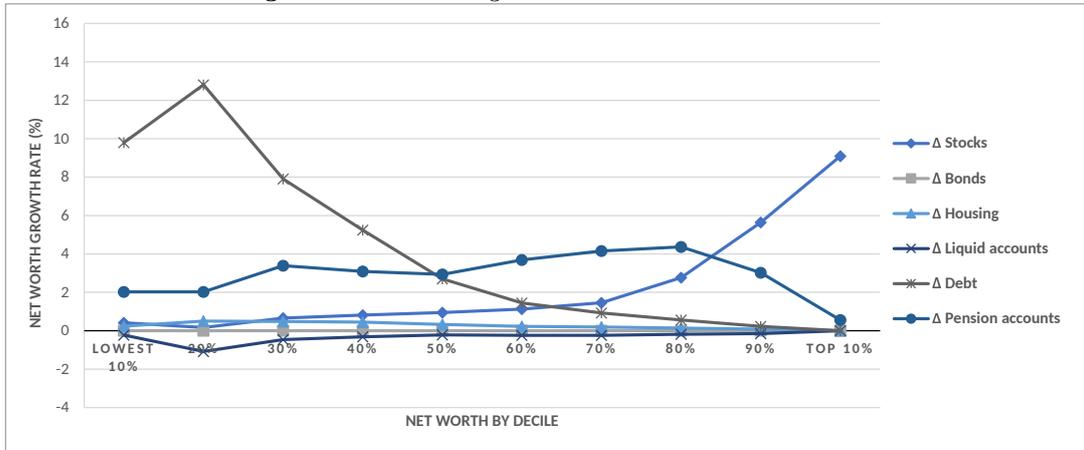


Figure D2. Net worth growth rate 1 year after the shock

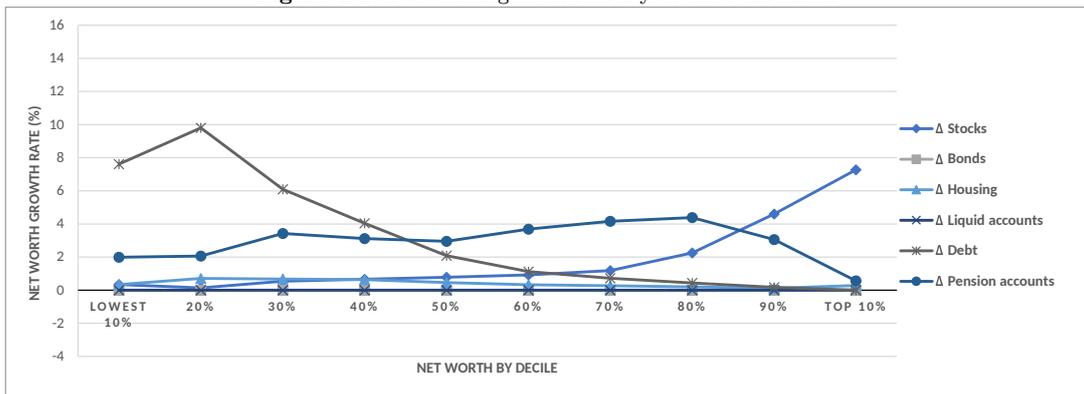


Figure D3. Net worth growth rate 30 months after the shock

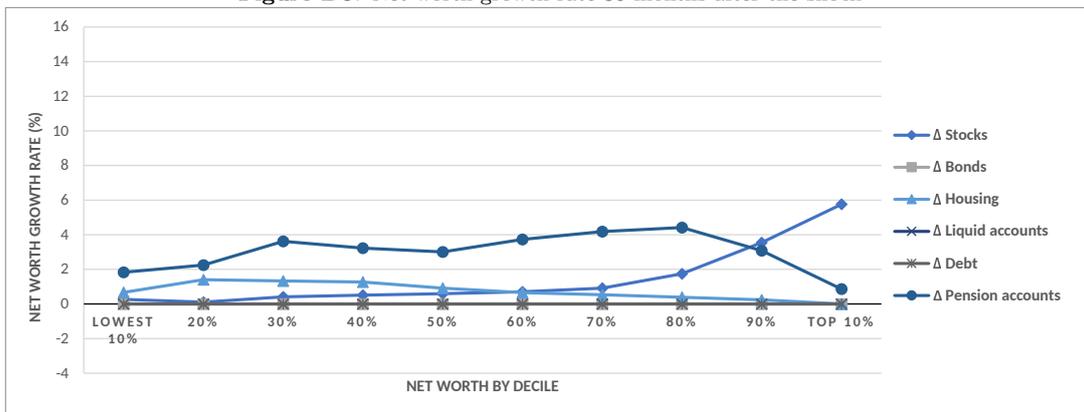


Figure D4. Net worth growth rate in all scenarios (including pension accounts)

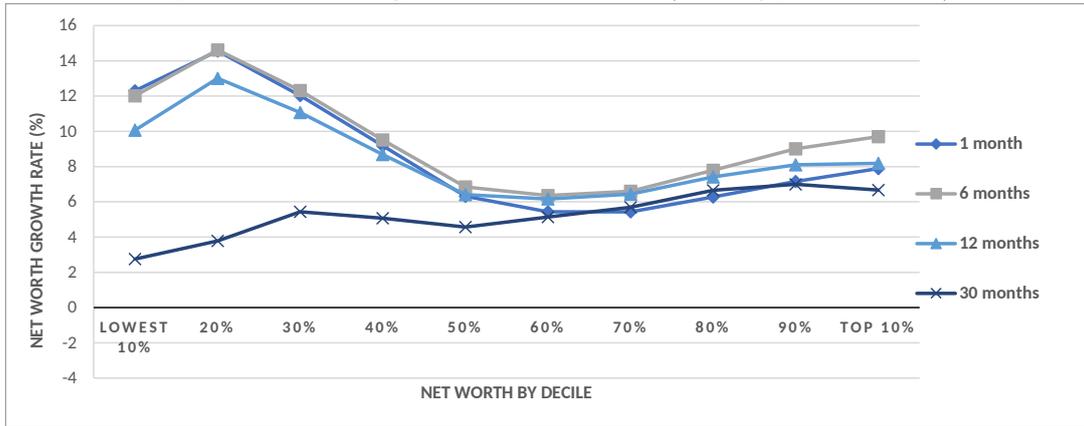


Figure D5. Net worth growth rate in all scenarios applying Bayesian local projection estimations (without pensions accounts).

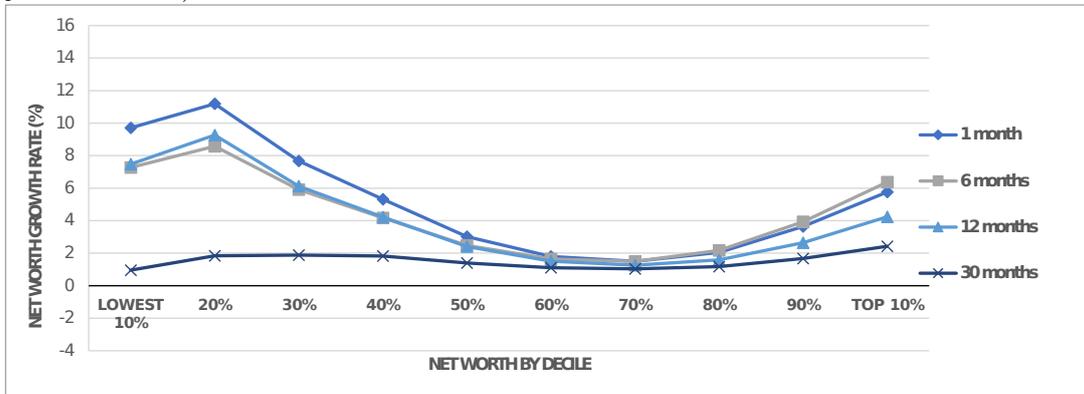


Figure D6. Net worth growth rate in all scenarios applying Bayesian local projection estimations (including pension accounts).

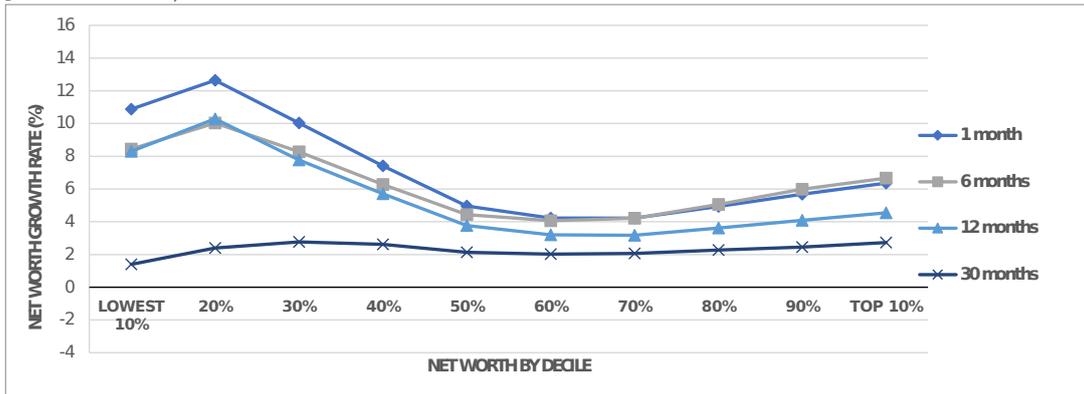


Figure D7. Net Worth growth rate 1 month after the shock applying Bayesian local projection estimations.

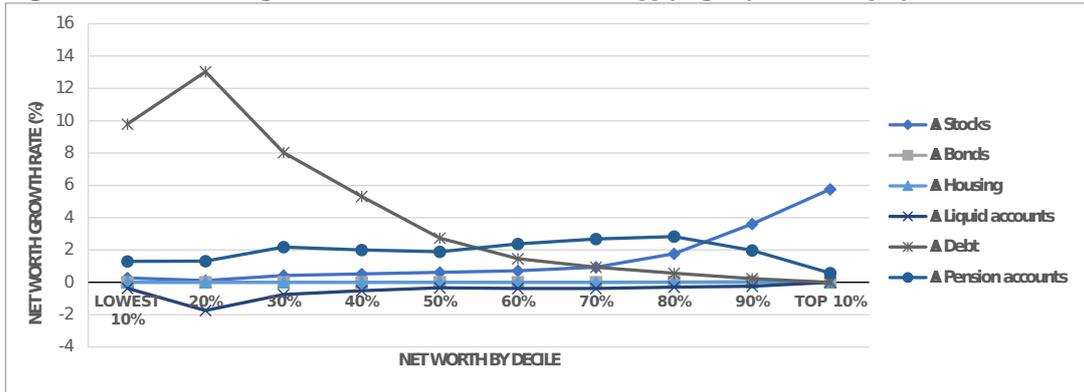


Figure D8. Net Worth growth rate 6 months after the shock applying Bayesian local projection estimations

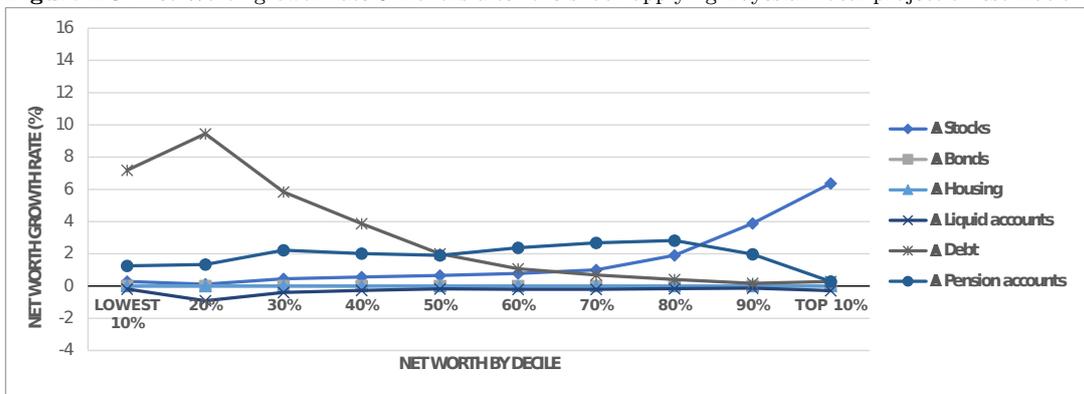


Figure D9. Net worth growth rate 1 year after the shock applying Bayesian local projection estimations

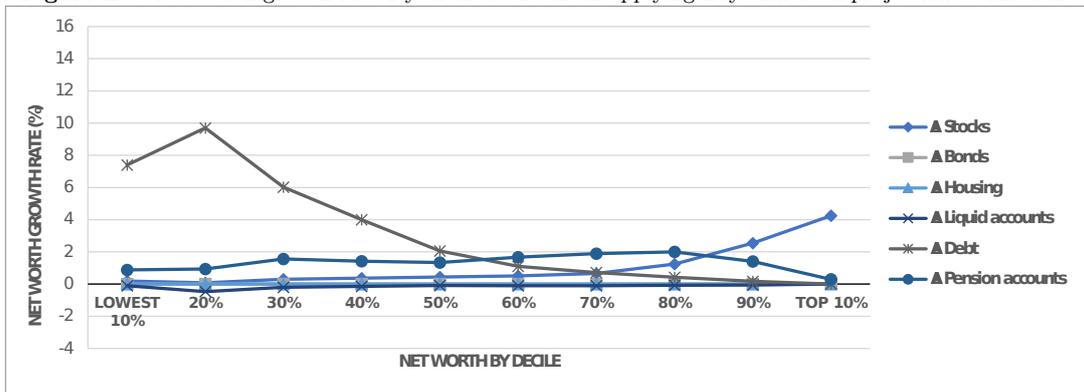


Figure D10. Net worth growth rate 30 months after the shock applying Bayesian local projection estimations

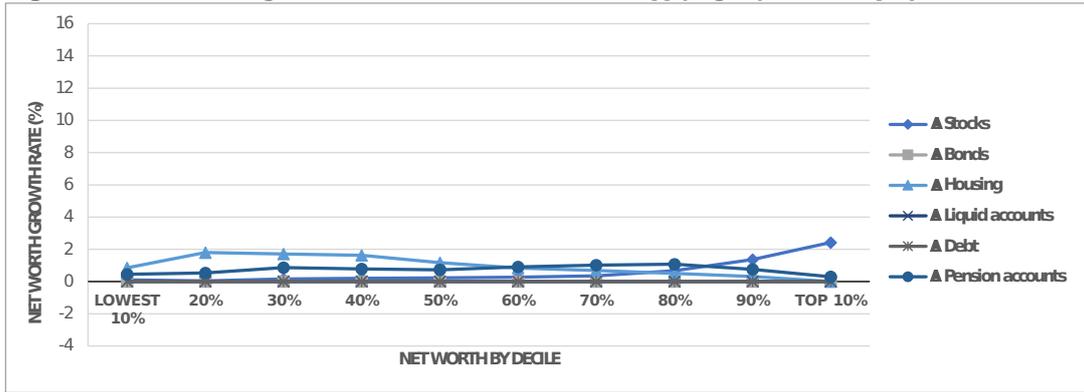


Figure D11. Net worth growth rate in all scenarios (without pensions accounts)

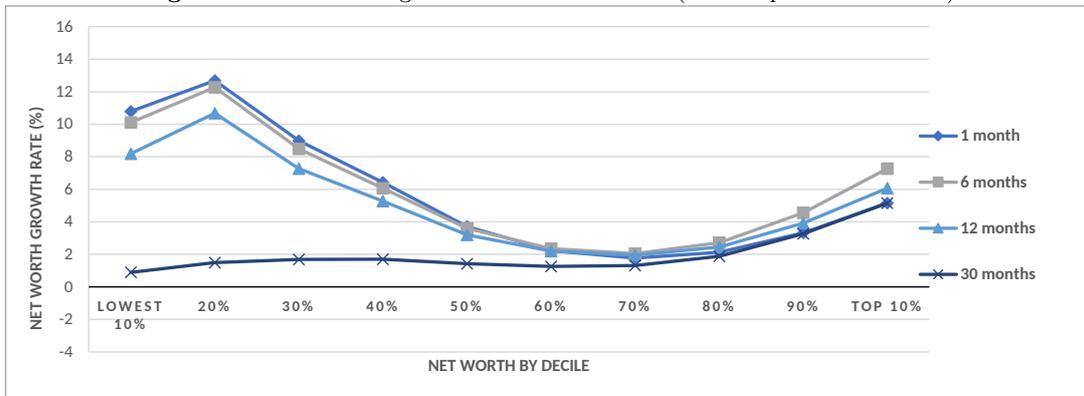


Figure D12. Net worth growth rate in all scenarios (including pension accounts)

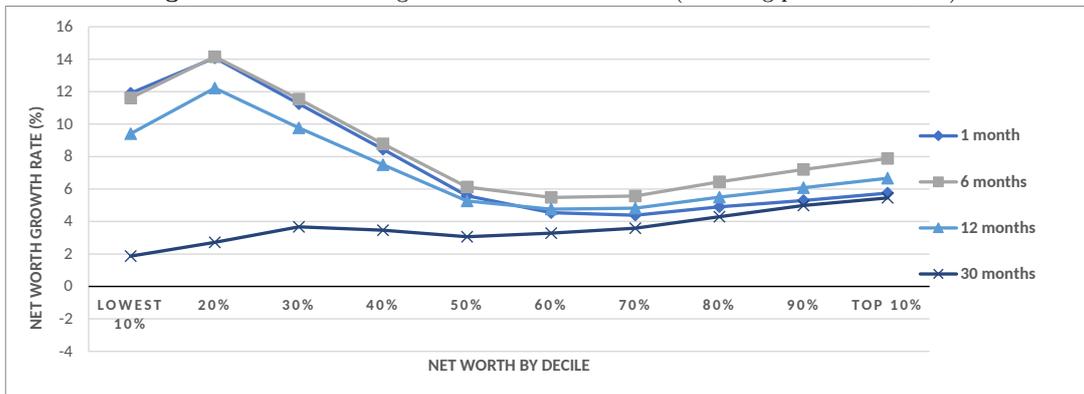


Figure D13. Net Worth growth rate 1 month after the shock. Including dividends and bond yields

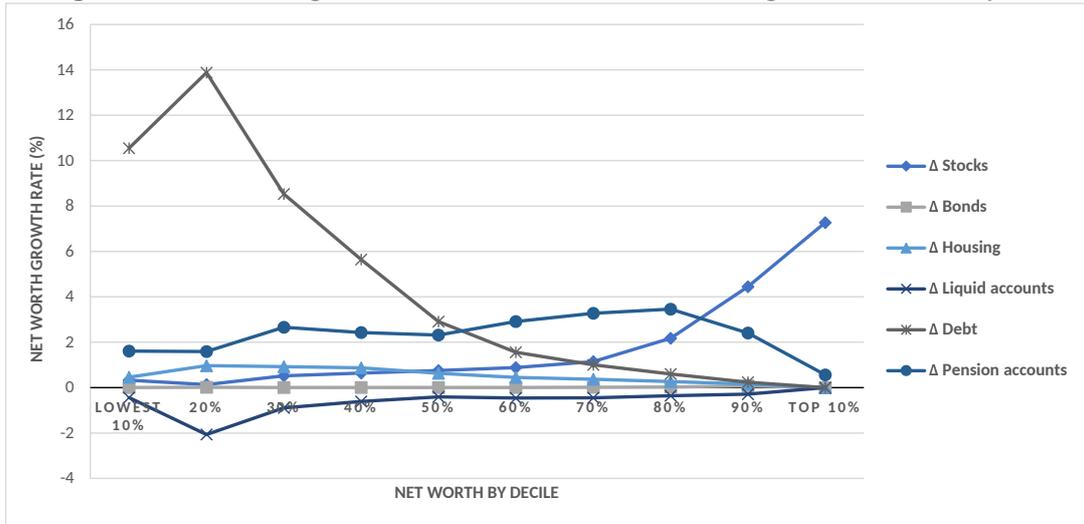


Figure D14. Net Worth growth rate 6 months after the shock. Including dividends and bond yields

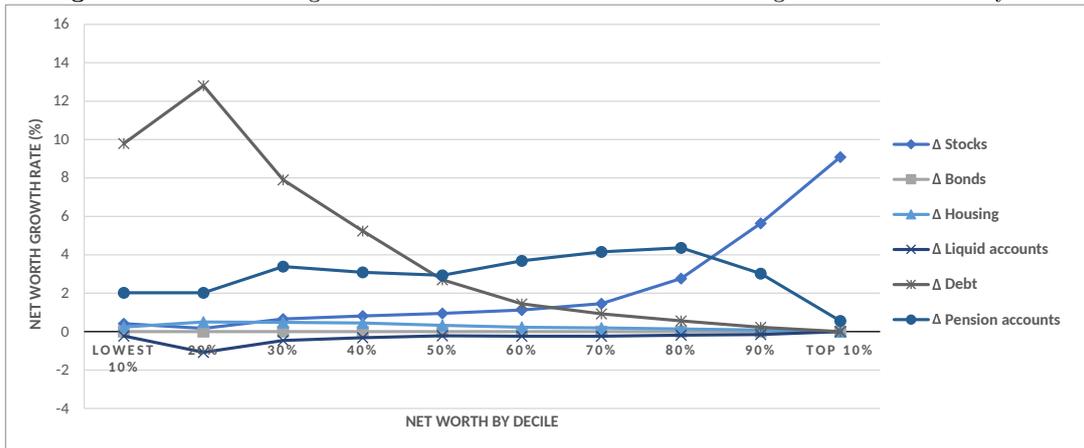


Figure D15. Net worth growth rate 1 year after the shock. Including dividends and bond yields

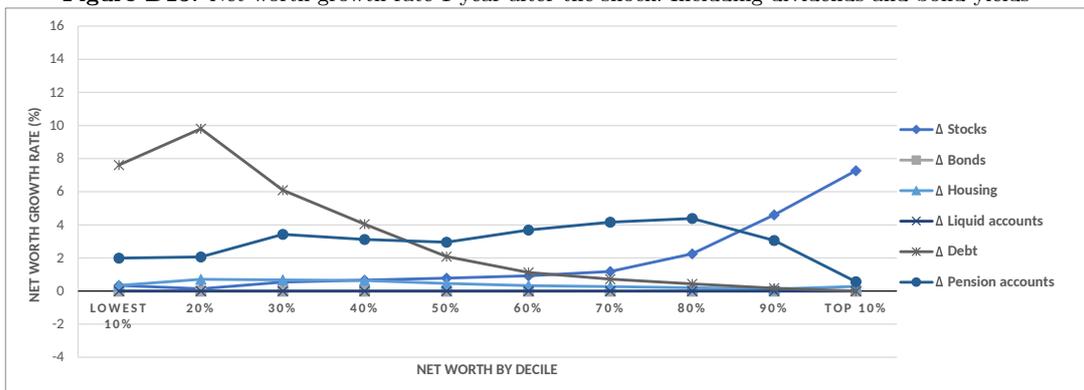


Figure D16. Net worth growth rate 30 months after the shock. Including dividends and bond yields

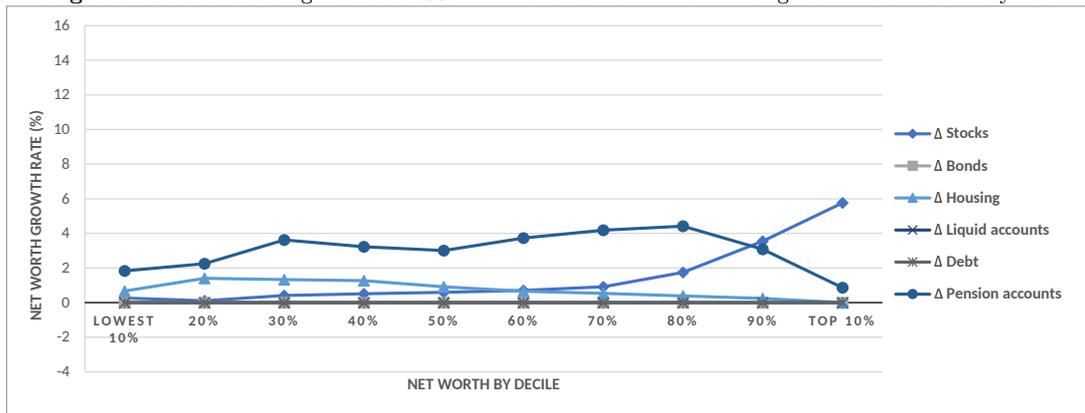


Figure D17. Net worth growth rate in all scenarios (without pensions accounts). Including saving rates from Dynan, Skinner, and Zeldes (2004)

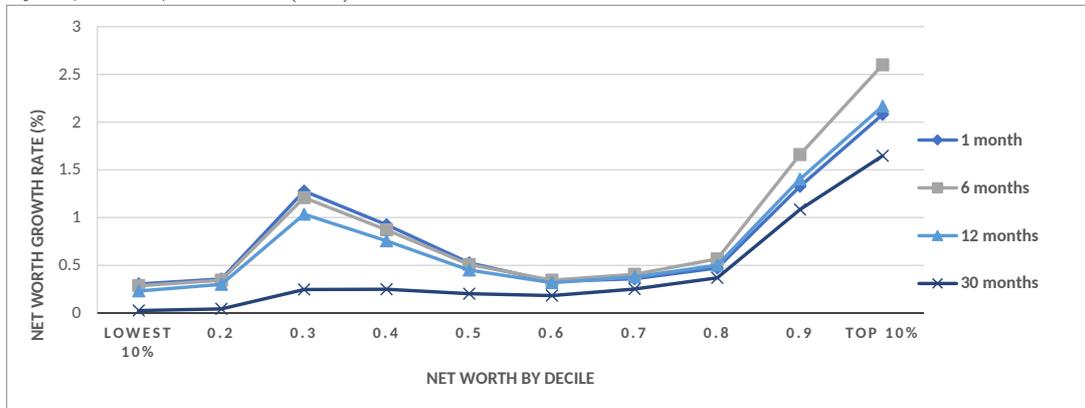


Figure D18. Net worth growth rate in all scenarios (including pension accounts). Including saving rates from Dynan, Skinner, and Zeldes (2004)

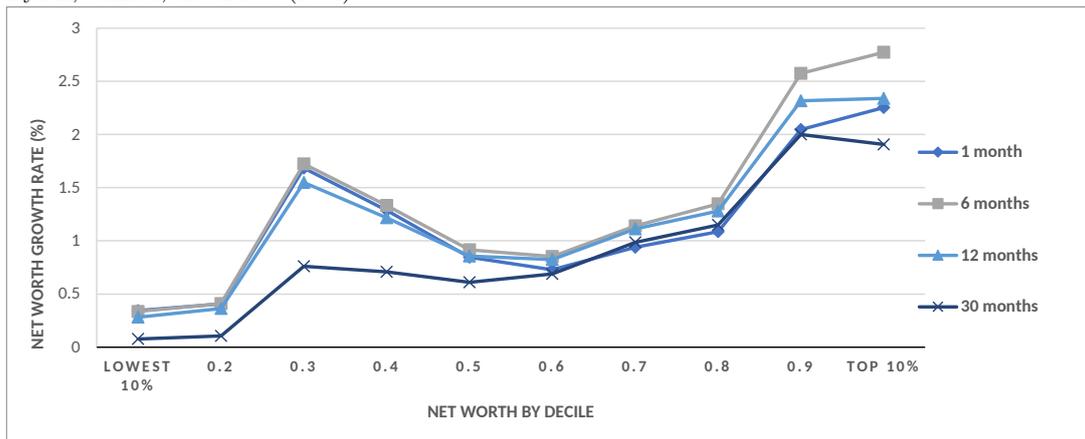


Figure D19. Net worth growth rate in all scenarios (without pensions accounts). Including dividends, bond yields and saving rates from Dynan, Skinner, and Zeldes (2004)

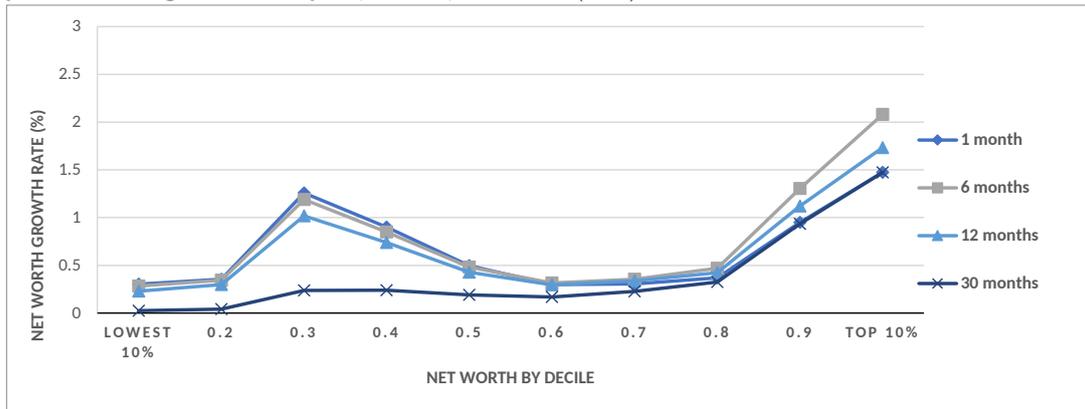


Figure D20. Net worth growth rate in all scenarios (including pension accounts). Including dividends, bond yields and saving rates from Dynan, Skinner, and Zeldes (2004).

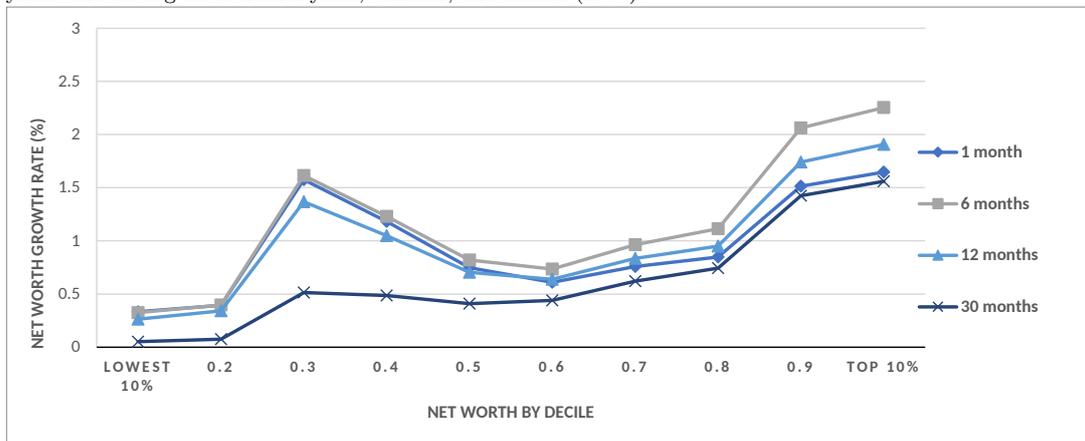


Figure D21. Net worth growth rate in all scenarios (without pensions accounts). Including saving rates from Fagereng et al. (2019)

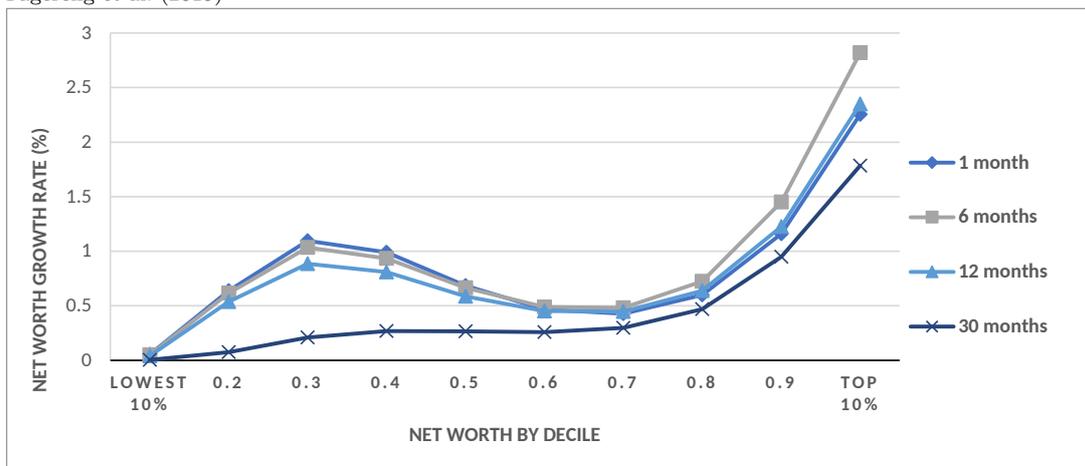


Figure D22. Net worth growth rate in all scenarios (including pension accounts). Including saving rates from Fagereng et al. (2019)

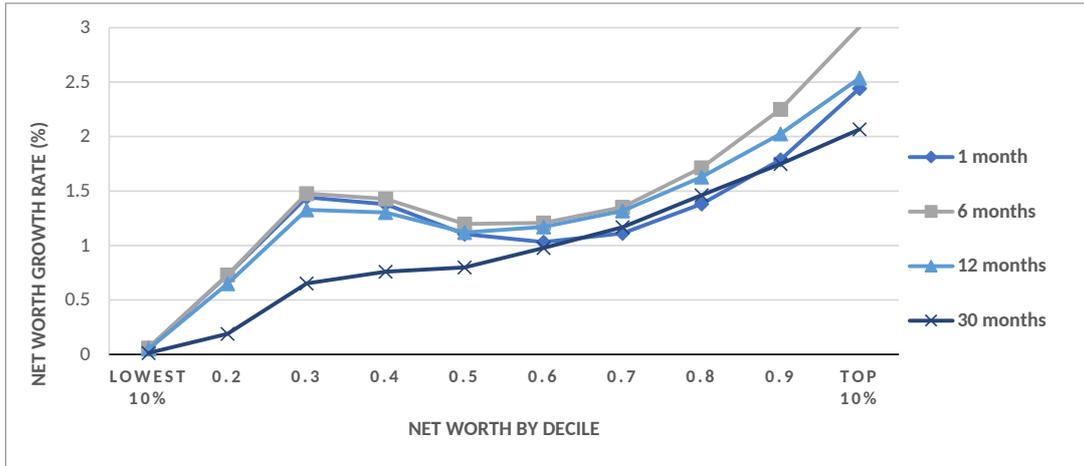


Figure D23. Net worth growth rate in all scenarios (without pensions accounts). Including dividends, bond yields and saving rates from Fagereng et al. (2019)

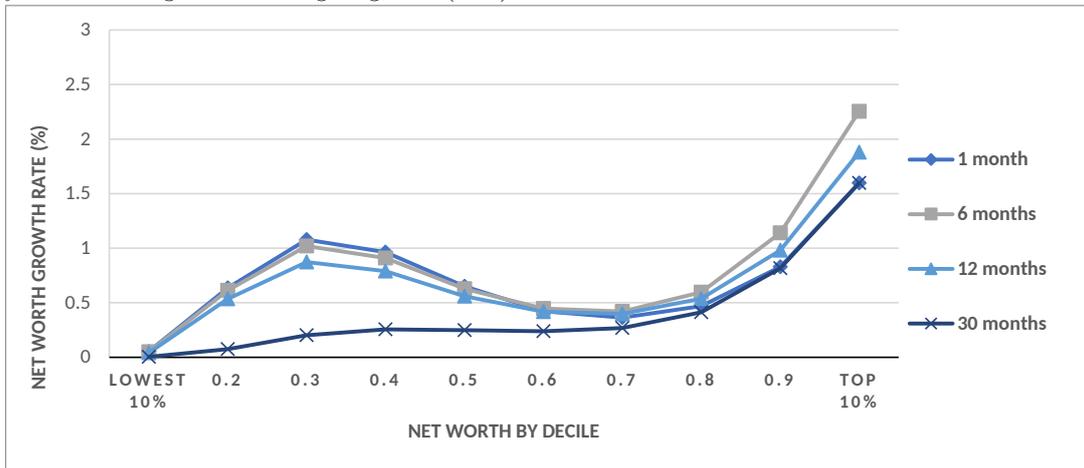


Figure D24. Net worth growth rate in all scenarios (including pension accounts). Including dividends, bond yields and saving rates from Fagereng et al. (2019)

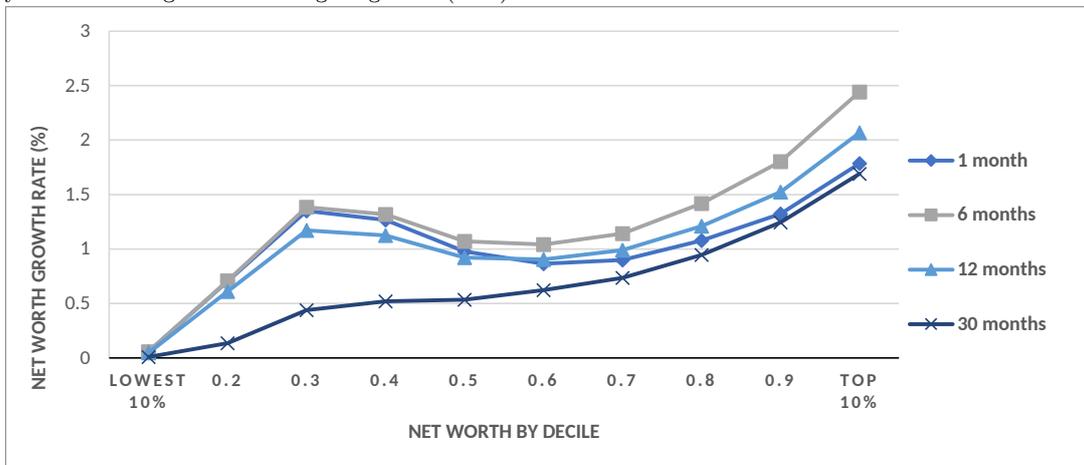
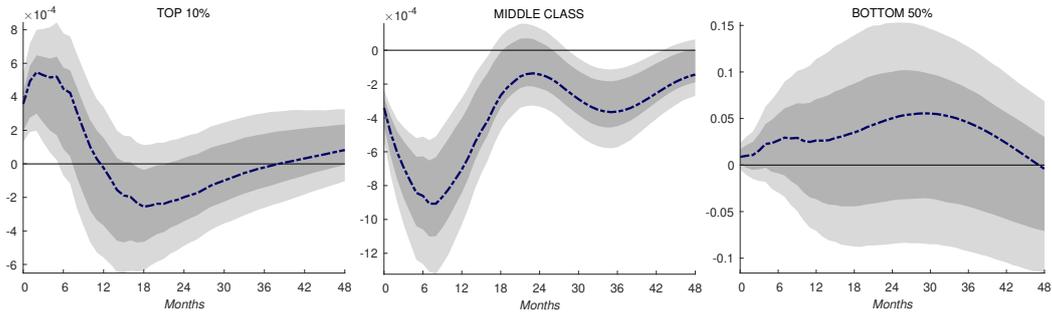
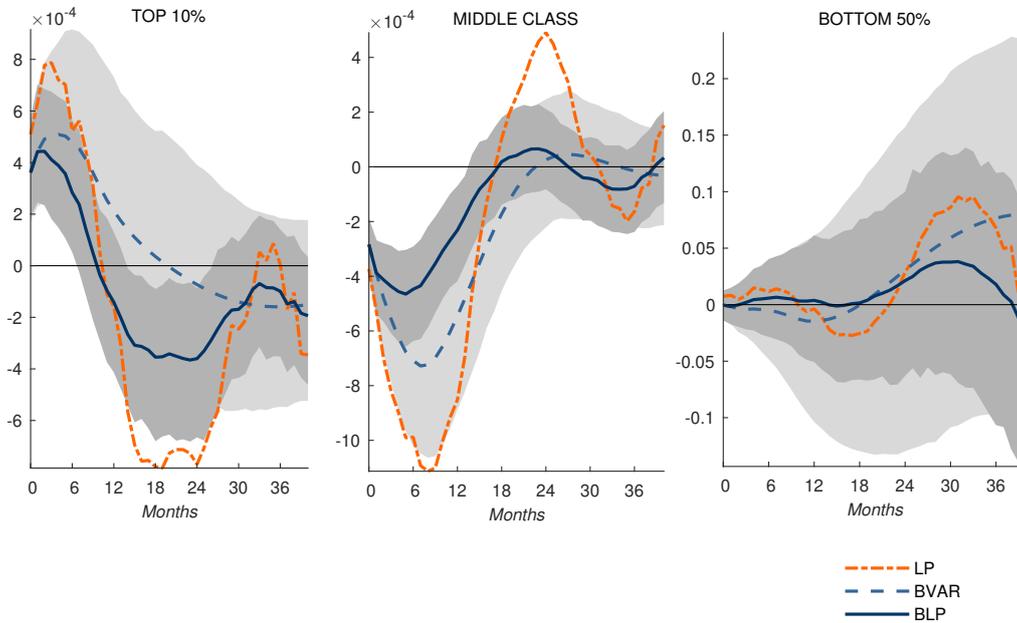


Figure D25. Responses to an Expansive Monetary Policy Shock on three wealth shares



Note: Responses to an expansive monetary policy shock. The shock is normalised to induce a 100 basis point decrease in the 1-year rate. Sample 1980:01 - 2014:12. Shaded areas are 68 percent and 90 percent bootstrapped confidence bands. Since these data are on annual basis and our proxy SVAR is monthly, we need interpolate the data. To do so, first we built micro-level monthly data series with the evolution of the assets prices keep by households. Specifically, we compute the changes in stock, bonds and housing prices in each month for each wealth group, taking into account the proportion of wealth that each group holds in different assets. We use the detailed quantitative information about holdings of various asset classes by each household in the SCF. To built these series we use the same approach by Lenza and Slacalek (2018) for the Euroarea. Second, using these series we interpolate our annual data by applying the Chow-Lin method. Basically, the main purpose of this temporal disaggregation method is to create a new time series that is consistent with the low frequency data while keeping the short-term behaviour of the higher frequency indicator series. Finally, we estimate the IRFs of each new series adding them to our baseline model.

Figure D26. Responses to an Expansive Monetary Policy Shock on three wealth shares



Note: BLP, BVAR and LP responses to an expansive monetary policy shock. The shock is normalised to induce a 100 basis point decrease in the 1-year rate. Sample 1984:02 - 2014:12. BLP(12) with VAR(12) prior over 1979:07 - 1984:01. LP (orange, dash-dotted) and BLP (blue, solid) impulse responses. Shaded areas are 90 percent posterior coverage bands.

Appendix E. Simulations of Gini Coefficients

In table E1, we compare wealth Gini coefficients both relative and absolute before and after the monetary policy shock. The objective is to use a measure that effectively summarizes the whole distribution, rather than just focusing on one location in the distribution.

More specifically, table E1 reports the coefficients prior to any net wealth gain realization and after changes in the value of stocks, bonds, housing, liquid assets, debt and pension accounts respectively for the 4 scenarios that we consider. We also report evidence of the final effect of monetary policy on Gini coefficients by applying different saving rates noted by previous literature. Finally, in order to obtain the changes in the absolute Gini coefficients, we also consider the impact of inflation rates on households' net worth.

Regarding relative Gini index, when we consider the effect of monetary policy for the four time horizons in each variable separately, we find that the Gini coefficient records a rise after an increase in the value of stocks, bonds, (1 month after the shock), and liquid assets (1 and 6 months after the shock). However, we also observe a decrease of the Gini coefficients after a change in the value of housing, debt and pension accounts. When we obtain the final Gini coefficients after applying the changes in all the variables affected by the shock in the four time horizons, we get that, excluding the pension accounts of our analysis, the expansionary monetary policy shock increases the final relative Gini coefficients. This is mainly driven through the effect of stock prices and is not compensated by changes in housing prices and the interest rates of the debt. This effect becomes more evident 6 months and 30 months after the shock because the effect of monetary policy on stock prices and the rest of the variables reaches the widest differences. Nevertheless, including the pension accounts in the computations, we find that, in the four scenarios, the final effect of the changes in the assets and liabilities induced by the monetary policy shock lead to a reduction in the Gini coefficients reducing net worth inequality. This result shows the important redistribution effect of the pension accounts. Additionally, adding in the analysis the differences in the saving rates across wealth groups found by previous literature, we get that practically in all the simulations, the expansionary monetary policy increases net worth inequality by increasing the final Gini coefficients. This is true regardless we include the effect on pensions or not in practically all the considered scenarios. Hence, according to our simulations for the relative Gini coefficients, we find that an expansionary monetary policy increases wealth inequality through the portfolio channel, housing channel, and debt channel if we do not consider the changes in the pension accounts or if we consider the pension accounts but compute the simulations by applying different saving rates by wealth groups. However, including in the final calculations the effect of monetary policy on pension accounts without considering differences in savings rates, we find the opposite effect, a reduction in relative net worth inequality after an expansionary monetary policy shock.

On the other hand, in order to quantify the effect of inflation on wealth inequality according to equation 7 of our framework -this is the Fisher effect- we cannot use relative measures of inequality such as relative Gini coefficients or percentiles shares. Additionally, whilst there is a wide consensus in the analysis of income or consumption, measuring net wealth inequality is a challenge, fundamentally because of the presence of negative net worth Jenkins and Jantti (2005). These features make some traditional measures of relative inequality inadequate and new measures of wealth inequality are needed, being the absolute Gini coefficient one of the most popular.

To check our results and compute the Fisher effect of monetary policy on wealth distribution, we follow Cowell and Van Kerm (2015) and we compute the absolute Gini coefficient. Table E1 reports the results in each of the scenarios (columns 5-8). We find that when the change in inflation rate is high, for instance 12 months after the shock, the effect of inflation on absolute wealth inequality is relevant and the absolute Gini index decreases. Nevertheless, when we focus on the final effects of a monetary shock, the effect of the asset price rise prevails over the rest of the variables leading to an increase in absolute wealth inequality. Also, considering the effect on pension accounts, results show an increase in the absolute Gini coefficient instead of a reduction as we found when computing relative Gini coefficients. This can be explained because although poorer households and medium class maintain a greater proportion of pension accounts on their net worth than richer households, in absolute terms top wealth groups own more net worth in these type of accounts. Therefore, also considering the Fisher effect, our results show that an expansionary monetary policy shock tends to increase absolute net worth inequality in all the periods of time considered. Furthermore, these results become even more evident considering the different saving rates across wealth groups of households.

Table E1. Gini coefficients for the net wealth distribution.

Standar proxy SVAR	Relative Gini coefficients				Absolute Gini coefficients			
	1 month	6 month	12 months	30 months	1 month	6 month	12 months	30 months
Prior	0.86061	0.86061	0.86061	0.86061	600000	600000	600000	600000
Stocks	0.86365	0.86461	0.86378	0.86292	630000	640000	630000	630000
<i>D. Gini (%)</i>	0.3532	0.4648	0.3683	0.2684	6.6666	0.0000	5.0000	5.0000
Bonds	0.86371	0.86461	0.86378	0.86292	630000	640000	630000	630000
<i>D. Gini (%)</i>	0.0069	0.0000	0.0000	0.0000	0.000	0.0000	0.0000	0.0000
Housing	0.86331	0.8644	0.86348	0.86234	630000	640000	630000	630000
<i>D. Gini (%)</i>	-0.0463	-0.0243	-0.0347	-0.0672	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Liquid assets	0.86359	0.86455	0.86348	0.86234	630000	640000	630000	630000
<i>D. Gini (%)</i>	0.0324	0.0174	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Debt	0.86063	0.86182	0.86135	0.86234	630000	640000	630000	630000
<i>D. Gini (%)</i>	-0.3428	-0.3158	-0.2467	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Inflation rate	-	-	-	-	630000	640000	630000	620000
<i>D. Gini (%)</i>	-	-	-	-	0.0000	0.0000	0.0000	-1.5873
Pension accounts	0.85912	0.85992	0.85944	0.86037	640000	660000	650000	640000
<i>D. Gini (%)</i>	-0.1755	-0.2205	-0.2217	-0.2284	1.5873	3.1250	3.1746	3.2258
Final D. Gini (%) (without pensions)	0.0023	0.1406	0.0860	0.2010	5.0000	6.6666	5.0000	3.3333
Final D. Gini (%) (including pensions)	-0.1731	-0.0802	-0.1360	-0.0279	6.6666	10.00	8.3333	6.6666
Final saving rates Dynan et al. (2004) (without pensions)	0.86082	0.86116	0.86093	0.86084	610000	610000	610000	610000
<i>D. Gini (%)</i>	0.0244	0.0639	0.0371	0.0267	1.6666	1.6666	1.6666	1.6666
Final saving rates Dynan et al. (2004) (including pensions)	0.86072	0.86103	0.86081	0.86071	610000	620000	610000	610000
<i>D. Gini (%)</i>	0.0127	0.0488	0.0232	0.01161	1.6666	3.3333	1.6666	1.6666
Final saving rates Fagereng et al. (2019) (without pensions)	0.86078	0.86112	0.86089	0.86081	610000	610000	610000	610000
<i>D. Gini (%)</i>	0.0197	0.0592	0.0325	0.0232	1.6666	1.6666	1.6666	1.6666
Final saving rates Fagereng et al. (2019) (including pensions)	0.86057	0.86086	0.86063	0.86055	610000	610000	610000	610000
<i>D. Gini (%)</i>	-0.0046	0.0290	0.0023	-0.0069	1.6666	1.6666	1.6666	1.6666

3

³Note: Columns 1-4 and 5-9 report the relative and absolute Gini coefficients respectively. Prior represents the Gini coefficient after any gain realization. The name of each financial variable represents the Gini coefficients after the wealth change produced by each specific variable. D. Gini is the growth rate of Gini coefficient after the change in each specific variable. Final D. Gini represents the growth rate of Gini coefficient after the change

Additionally, we compute a robustness check on these simulations including the effect of dividends and bond yields. Table E2 shows how the effect of the change in stocks prices on the relative Gini coefficient is mitigated due to the inclusion of dividends. A similar pattern is found when we focus on the value of bonds. This minor increase on stock and bond returns leads to a smaller increase or even a decrease of relative wealth inequality after an expansionary monetary policy shock in most of the scenarios, even accounting for differences in saving rates. Overall, the results in these robustness checks show that the expansionary monetary policy shock leads to a reduction in the relative net worth inequality in the short and medium run, but it increases net worth inequality in the long run. Regarding absolute net worth inequality the results do not exhibit important changes with respect to our main simulations.

Table E2. Gini coefficients for the net wealth distribution.

Standar proxy SVAR Including dividends and bond yields	Relative Gini coefficients				Absolute Gini coefficients			
	1 month	6 month	12 months	30 months	1 month	6 month	12 months	30 months
Prior	0.86061	0.86061	0.86061	0.86061	600000	600000	600000	600000
Stocks	0.86286	0.86384	0.86315	0.86249	630000	630000	630000	620000
<i>D. Gini (%)</i>	0.2614	0.3753	0.2951	0.2184	5.0000	5.0000	5.0000	3.3333
Bonds	0.86265	0.86363	0.86299	0.86249	620000	630000	630000	620000
<i>D. Gini (%)</i>	-0.0243	-0.0243	-0.0185	0.0000	-1.5873	0.0000	0.0000	0.0000
Housing	0.86225	0.86342	0.86269	0.8619	620000	630000	630000	620000
<i>D. Gini (%)</i>	-0.0464	-0.0243	-0.0348	-0.0684	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Liquid assets	0.86253	0.86356	0.86269	0.8619	620000	630000	630000	620000
<i>D. Gini (%)</i>	0.0325	0.0162	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Debt	0.85954	0.86081	0.86054	0.8619	620000	630000	630000	620000
<i>D. Gini (%)</i>	-0.3467	-0.3184	-0.2467	0.0000	0.000	0.0000	0.0000	0.0000
Inflation rate	-	-	-	-	620000	630000	630000	620000
<i>D. Gini (%)</i>	-	-	-	-	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pension accounts	0.85835	0.85922	0.85923	0.86082	630000	640000	640000	630000
<i>D. Gini (%)</i>	-0.1384	-0.1847	-0.1522	-0.1253	1.6129	1.5873	1.5873	1.6129
Final D. Gini (%) (without pensions)	-0.1243	0.0232	-0.0081	0.1499	3.3333	5.0000	5.0000	3.3333
Final D. Gini (%) (including pensions)	-0.2626	-0.1615	-0.1604	0.0244	5.0000	6.6666	6.6666	5.000
Final saving rates Dyran et al. (2004) (without pensions)	0.86047	0.86047	0.86067	0.8607	610000	610000	610000	610000
<i>D. Gini (%)</i>	-0.0162	-0.0162	0.0070	0.0104	1.6666	1.6666	1.6666	1.6666
Final saving rates Dyran et al. (2004) (including pensions)	0.8604	0.8604	0.86058	0.86063	610000	610000	610000	610000
<i>D. Gini (%)</i>	-0.0244	-0.0244	-0.0035	0.0023	1.6666	1.6666	1.6666	1.6666
Final saving rates Fagereng et al. (2019) (without pensions)	0.86043	0.86043	0.86063	0.86067	610000	610000	610000	610000
<i>D. Gini (%)</i>	-0.0209	-0.0209	0.0023	0.0069	1.6666	1.6666	1.6666	1.6666
Final saving rates Fagereng et al. (2019) (including pensions)	0.86027	0.86027	0.86045	0.86027	610000	610000	610000	610000
<i>D. Gini (%)</i>	-0.0395	-0.0395	-0.0185	-0.0395	1.6666	1.6666	1.6666	1.6666

4

in all variables affected by 100 basis point decrease in the 1-year rate. Final saving rates represent the final Gini coefficient including the differences of saving rates across wealth groups.

⁴Note: Columns 1-4 and 5-9 reports the relative and absolute Gini coefficients respectively. Prior represents the Gini coefficient after any gain realization. The name of each financial variable represents the Gini coefficients after the wealth change produced by each specific variable. D. Gini is the growth rate of Gini coefficient after the change in each specific variable. Final D. Gini represents the growth rate of Gini coefficient after the change in all variables affected by 100 basis point decrease in the 1-year rate. Final saving rates represent the final Gini coefficient including the differences of saving rates across wealth groups.

References

- Cowell, Frank A, and Philippe Van Kerm. 2015. "Wealth inequality: A survey." *Journal of Economic Surveys* 29 (4): 671–710.
- Davies, James B, and Anthony F Shorrocks. 2000. "The distribution of wealth." *Handbook of income distribution* 1: 605–675.
- Dynan, Karen E, Jonathan Skinner, and Stephen P Zeldes. 2004. "Do the rich save more?" *Journal of political economy* 112 (2): 397–444.
- Fagereng, Andreas, Martin Blomhoff Holm, Benjamin Moll, and Gisle Natvik. 2019. "Saving behavior across the wealth distribution: The importance of capital gains." In *Workshop on New Consumption Data*, .
- Gertler, Mark, and Peter Karadi. 2015. "Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity." *American Economic Journal: Macroeconomics* 7 (1): 44–76.
- Jenkins, Stephen P, and Markus Jantti. 2005. *Methods for summarizing and comparing wealth distributions*. Technical Report. ISER working paper series.
- Kuhn, Moritz, Moritz Schularick, and Ulrike Steins. 2019. "Income and Wealth Inequality in America, 1949-2016." *CESifo Working Paper, No. 7726* .
- Lenza, Michele, and Jiri Slacalek. 2018. "How does monetary policy affect income and wealth inequality? Evidence from the Euro Area." *European Central Bank, mimeo* .
- Mertens, Karel, and Morten O. Ravn. 2013. "The dynamic effects of personal and corporate income tax changes in the United States." *American Economic Review* 103 (4): 1212–47.
- Piketty, Thomas, Emmanuel Saez, and Gabriel Zucman. 2017. "Distributional national accounts: methods and estimates for the United States." *The Quarterly Journal of Economics* 133 (2): 553–609.
- Ramey, Valerie A. 2016. "Macroeconomic shocks and their propagation." In *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 2, 71–162. Elsevier.
- Saez, Emmanuel, and Gabriel Zucman. 2016. "Wealth inequality in the United States since 1913: Evidence from capitalized income tax data." *The Quarterly Journal of Economics* 131 (2): 519–578.
- Stock, James H., and Mark W. Watson. 2012. *Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession*. Technical Report. National Bureau of Economic Research.
- Wolff, Edward N. 2016. *Deconstructing Household Wealth Trends in the United States, 1983-2013*. Technical Report. National Bureau of Economic Research.

Artículo 4 /Article 4

Estructura bancaria y desigualdad de renta. La banca cooperativa marca la diferencia

Publicado en /Published in : CIRIEC-España,
Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa

Estructura bancaria y desigualdad de renta. La banca cooperativa marca la diferencia

Juan Francisco Albert Moreno, Rafael Chaves Ávila

RESUMEN: En este trabajo se estudia la relación existente entre tres diferentes estructuras bancarias (bancos cooperativos, bancos comerciales y cajas de ahorro) y la desigualdad de renta. El estudio basado en datos panel utiliza modelos estáticos y dinámicos y analiza el conjunto de la Eurozona con un total de 19 países y 2.253 bancos para un periodo temporal comprendido entre 2010 y 2019. Los resultados muestran que solo los bancos cooperativos reducen la desigualdad en contraposición a los bancos comerciales y las cajas de ahorro. Además, estos son robustos entre diferentes metodologías empeladas y utilizando distintos indicadores de desigualdad. Asimismo, los resultados apuntan a que la relación negativa entre la presencia de los bancos cooperativos y la desigualdad es más intensa y significativa para los países del norte de Europa con mayor desarrollo económico que para los países del sur. A su vez, se han examinado los posibles canales de transmisión a través de los cuáles la banca cooperativa podría reducir la desigualdad. Los resultados sugieren que es la promoción de la inclusión financiera por parte de los bancos cooperativos lo que podría jugar un papel determinante en la reducción de la desigualdad de renta. Los resultados hallados en esta investigación revelan la importancia de distinguir entre estructuras bancarias a la hora de analizar el papel del sistema financiero en el desarrollo económico y en el bienestar de la población.

PALABRAS CLAVE: Banca cooperativa, desigualdad de renta, datos panel, inclusión financiera.

CLAVES ECONLIT: G21, G32, D63.

Correspondencia: Juan Francisco Albert Moreno, Universitat de València, IUDESCOOP, Juan.F.Albert@uv.es, ORCID: 0000-0002-2014-6387; Rafael Chaves Ávila, Universitat de València, IUDESCOOP, ORCID: 0000-0003-4087-1284.

Expanded abstract

Banking structure and income inequality. Cooperative banking makes a difference

Context

Several studies have shown that financial development is closely correlated with economic growth and poverty reduction (Roubini and Bilodeau, 2008). In addition, a growing body of studies point to that cooperative banks have a greater and differential impact on regional economic growth than traditional banks (Ayadi et al., 2010). These differences are mainly due to the fact that cooperative banks operate at the regional level boosting financial inclusion and financing projects within each region, thus limiting capital flight from poorer to richer regions. Cornée et al. (2018) point out that cooperative banks maintain four differential principles with other financial institutions that promote regional development: (i) democratic composition and governance; (ii) proximity and local investment; (iii) prudent management; and (iv) long-term oriented objectives.

2

Objectives and original value

While there is a great bulk of empirical evidence on the positive impact of cooperative banking on regional economic growth, the differential effect of cooperative banks on income inequality compared to other banking structures has hardly been investigated empirically. The aim of this paper is to evaluate empirically whether cooperative banks have a differential impact on inequality in relation to other banking institutions such as commercial banks and savings banks in the euro area. We also analyze whether the effect of cooperative banking on income inequality is the same in all countries regardless of their economic development and the evolution of different macroeconomic variables or whether there is some kind of non-linear relationship between economic growth and inequality as suggested by the literature (D'Onofrio et al., 2019). To this end, the sample has been divided following Migliorelli and Brunelli (2017) into two groups of countries with different characteristics between them. Finally, we assess empirically the transmission channels through which cooperative banking could affect inequality. Specifically, we have assessed whether cooperative banking can reduce inequality through: (i) financing small and medium enterprises; (ii) fostering local employment and thus reducing migration flows; or (iii) promoting financial inclusion.

Methodology and data

We have conducted an empirical analysis for the 19 countries of the Eurozone from 2010 to 2019 building a panel data and using individual banking data and macroeconomic data ag-

gregated at the country level. For this purpose, the databases used were Orbis for the banking data and Eurostat for the aggregate data. We have employed different panel data methodologies to estimate the results: static models (fixed effects and random effects) and dynamic models (Difference GMM and System GMM). In order to carry out the analysis, we have analyzed those institutions whose main activity is lending: (i) commercial banks, (ii) cooperative banks, and (iii) savings banks. We used the Gini index of income inequality as the dependent variable in the empirical analysis, but we have conducted several robustness using other inequality indicators such as the S80/S20 and S50/S20 ratios as dependent variables. We followed Ayadi et al. (2010) with the aim of capturing the presence of different banking structures in the national economy. To this end, we have constructed three variables that measure the weight of the assets of each banking structure (commercial banks, cooperatives, and savings banks) divided by the GDP of the respective country. For example, to measure the presence of cooperative banks in Spain, a variable has been created that is calculated as the total number of assets of cooperative banks in Spain divided by Spanish GDP in a given year. Finally, a set of control variables has been included both at the bank structure and at the country level.

Results

The results show that cooperative banks reduce income inequality more than the rest of the banks for the Eurozone as a whole. Specifically, we find that the presence of cooperative banks is statistically associated with a reduction in income inequality. Conversely, we do not find a statistically significant relationship between the presence of commercial banks and inequality. Finally, we also find no clear and significant relationship between the presence of savings banks and the evolution of income inequality. In addition, we conducted a robustness check dividing the sample into two sets of countries with different levels of development. On the one hand, one group is composed by the countries in the northeast quadrant of the Eurozone (Austria, Finland, Germany, Malta, the Netherlands, Slovakia, and Slovenia). Overall, these countries maintain on average lower levels of public and unemployment and higher levels of GDP per capita and lower levels of income inequality. On the other hand, the second group of countries located in the southwest of the euro area is composed by Belgium, Cyprus, France, Ireland, Italy, Portugal, and Spain. This second group of countries has on average higher levels of public debt to GDP, lower levels of relative GDP per capita and higher levels of unemployment and income inequality. By conducting these analyses, the results suggest that, in Northern European countries with higher levels of economic development, the greater presence of cooperative banking is associated with lower levels of inequality. However, in southwestern countries, this negative relationship loses statistical significance in almost all the models. Finally, the possible transmission channels through which cooperative banking could reduce inequality have been examined. The results suggest that it is the promotion of financial inclusion by cooperative banks that could play a decisive role in reducing income inequality. No evidence has been found that the financing of SMEs or the promotion of local employment is the cause of the reduction in inequality.

Conclusion and implications

In a context of high inequality and increasing global financial development, concerns about the relationship between the two trends have increased in Western societies. In this regard, a growing body of recent research has shown how certain financial activities or specific monetary policies could explain part of the increase in economic inequality. The results found in this research and their implications reveal the importance of distinguishing between banking structures when analyzing the role of the banking system in economic development and the welfare of the population. The evidence points to that cooperative banks play a more important role in regional economic development, promoting financial inclusion, reducing poverty and now also reducing income inequality. The implications of these findings highlight the virtues of cooperative banks and should be taken into account for an efficient and inclusive design of economic policies in general and financial policies in particular.

Limitations and future research

Finally, it should be noted that the heterogeneity in the degree of specialization of cooperative banks across countries is an important limitation in drawing detailed conclusions. This paper provides a starting point for future lines of research to study the specific activities of cooperative banks that have the greatest impact on inequality and how they could be enhanced to develop a more efficient and inclusive financial system.

Keywords: Cooperative banking, income inequality, panel data, financial inclusion.

1. Introducción

Muchos estudios han examinado la importancia del sistema financiero en el crecimiento económico. La evidencia muestra que el desarrollo financiero está estrechamente correlacionado con el crecimiento económico y la reducción de la pobreza (Roubini y Bilodeau, 2008). Asimismo, un creciente número de estudios apuntan a que los bancos cooperativos tienen un impacto mayor y diferencial en el crecimiento económico regional con respecto a la banca tradicional (ver Ayadi et al., 2010). Estos autores apuntan a que estas diferencias se deben principalmente a que los bancos cooperativos operan a nivel regional impulsando la inclusión financiera y financiando proyectos dentro de cada región limitando así la fuga de capitales de las regiones más pobres hacia las más ricas. Como señala Cornée et al. (2018), los bancos cooperativos mantienen cuatro principios diferenciales con otras instituciones financieras que promueven el desarrollo regional: (i) composición y gobernanza democrática; (ii) proximidad e inversión local; (iii) gestión prudente; (iv) objetivos orientados al largo plazo.

Mientras que existe una gran evidencia empírica sobre el impacto positivo de la banca cooperativa en el crecimiento económico regional, el efecto diferencial de los bancos cooperativos sobre la desigualdad de renta en comparación con otras estructuras bancarias apenas ha sido investigado empíricamente. En este sentido, un trabajo pionero es el de Minetti et al. (2019). Estos autores encuentran que en Italia los bancos cooperativos reducen más la desigualdad que los bancos comerciales y las cajas de ahorro. Explican este hallazgo por el menor flujo migratorio y la menor destrucción de pequeñas y medianas empresas locales que los bancos cooperativos ocasionan.

El objetivo de este trabajo es evaluar empíricamente si los bancos cooperativos tienen un impacto diferencial sobre la desigualdad en relación con otras entidades bancarias como son la banca tradicional y las cajas de ahorro en la zona del euro. Asimismo, se analiza si el efecto de la banca cooperativa sobre la desigualdad de renta es el mismo en todos los países con independencia de su desarrollo económico y la evolución de distintas variables macroeconómicas o existe algún tipo de relación no lineal entre crecimiento económico y desigualdad como sugiere la literatura (D'Onofrio et al., 2019). Con tal fin, se ha dividido la muestra siguiendo a Migliorelli y Brunelli (2017), en dos grupos de países con diferentes características entre ambos. Por último, se ha tratado de discernir empíricamente algunos de los canales de transmisión a través de los cuales la banca cooperativa podría afectar a la desigualdad. Concretamente se ha evaluado si la banca cooperativa puede reducir la desigualdad a través de: (i) financiar pequeñas y medianas empresas; (ii) fomentar el empleo local y reduciendo, por tanto, los flujos migratorios; (iii) promoviendo la inclusión financiera.

El análisis empírico se centra en los 19 países que conforman la Eurozona para un periodo temporal que comprende desde 2010 hasta 2019. Utilizando datos bancarios individuales y datos macroeconómicos agregados a nivel país se ha construido un panel de datos. A través de distintas metodologías de datos panel tanto estáticos (efectos fijos y efectos aleatorios), como dinámicos (Difference GMM y System GMM), se han realizado las estimaciones oportunas y distintas pruebas de robustez. Los resultados encontrados con independencia de la metodo-

logía empleada sugieren que los bancos cooperativos reducen más la desigualdad de renta que el resto de las entidades bancarias analizadas. En base al análisis realizado de los posibles canales de transmisión, se ha encontrado que este impacto diferencial puede ser explicado principalmente por el importante papel que juegan los bancos cooperativos en la promoción de la inclusión financiera (Chaves y Soler, 2004). Por último, los resultados también sugieren que este efecto es desigual entre países con diferente nivel de desarrollo, siendo en los países más avanzados económicamente donde la banca cooperativa tiene un mayor impacto reductor sobre la desigualdad de renta.

El resto del artículo se organiza como sigue. En la sección 2 se revisa la literatura que relaciona el desarrollo financiero, especialmente el papel de la banca cooperativa, sobre distintos indicadores de crecimiento económico y bienestar. En la sección 3 se explican las variables empleadas en el análisis empírico y las metodologías empleadas. La sección 4 presenta los resultados principales de la investigación. En la sección 5 se realiza el análisis sobre los distintos canales de transmisión. Por último, en la sección 6, se detallan las conclusiones.

2. Revisión de la literatura

La literatura preexistente ha abordado ampliamente la relación entre el desarrollo financiero y distintos indicadores que miden el éxito económico, tanto teóricamente (Levine, 1997), como empíricamente (Guiso et al., 2004). Desde un punto de vista teórico, la presencia y la actividad de las instituciones financieras favorecen una serie de factores que ayudan a estimular el crecimiento económico. Por un lado, las entidades financieras reducen los costes de transacción, reducen el riesgo de información asimétrica y mejoran la asignación de los recursos financieros (King and Levine, 1993; Stein, 2002). Por otro lado, los intermediarios financieros posibilitan la transferencia de los recursos entre agentes, fronteras y también entre distintos periodos temporales (Merton y Bodie, 1995). Por último, la presencia de instituciones financieras puede proteger a los agentes económicos de perturbaciones inesperadas, tales como la elevada incertidumbre o la pérdida de poder adquisitivo derivada de una creciente inflación. Empíricamente, la literatura apunta a que el sistema financiero es un elemento central en el éxito económico, tanto en términos de crecimiento como de reducción de la pobreza (Bencivenga et al., 1995; Beck y Levine, 2004). Asimismo, la literatura también ha abordado la relación entre desarrollo financiero y las desigualdades económicas. La evidencia previa apunta a que el desarrollo financiero reduce significativamente la desigualdad de renta (Clarke et al., 2006; Beck et al., 2007). Por su parte, Kappel (2010) demuestra que el desarrollo financiero reduce tanto la desigualdad de renta como la pobreza. Resultados similares son encontrados por Gine y Townsend (2004); Burgess y Pande (2005); Liang (2008) o D'Onofrio et al. (2019). Teóricamente, la literatura muestra distintos canales a través de los cuales el desarrollo financiero podría reducir la desigualdad. Por un lado, un elevado desarrollo financiero y la elevada competencia bancaria reduce el coste de financiación de proyectos a los que podrían acceder con mayor facilidad segmentos de población situados en la parte baja de la distribución (Ba-

nerjee y Newman, 1993). En segundo lugar, un mayor desarrollo financiero facilita que los hogares situados en la parte inferior de la distribución puedan acceder a créditos destinados a invertir en su formación (Aghion y Bolton, 1997; Galor y Moav, 2004). Finalmente, un mayor desarrollo financiero también está asociado a una mayor demanda de trabajo por parte de las empresas locales que suele beneficiar a los hogares que más dependen de sus ingresos laborales, normalmente los hogares con menor nivel de renta (Beck et al., 2010).

Por otro lado, un creciente número de estudios han evaluado si los bancos cooperativos contribuyen más al crecimiento económico que el resto de la banca tradicional. Por ejemplo, Usai y Vannini (2005) hallan que en Italia los bancos cooperativos contribuyen de forma más intensa y positivamente al crecimiento del PIB regional. La razón principal que explica este hecho es que los bancos cooperativos tienden a proveer de más fondos a pequeñas y medianas empresas ubicadas en la región. Hakenes et al. (2015) encuentran este mismo resultado en Alemania, Sfar y Ouda (2016) en Francia y Coccorese (2018) en Italia. Por su parte, Ayadi et al. (2010) obtienen el mismo resultado para un grupo de 7 países europeos (Austria, Finlandia, Francia, Alemania, España, Italia y Holanda) y explican su hallazgo en el hecho de que los bancos cooperativos desempeñan un papel especial en el fomento regional a través de la inversión de los ahorros locales en la misma región donde pertenecen. Según estos autores, este requisito es esencial para evitar una fuga de capital que es probable que ocurra si los ahorros se mueven de regiones en las que la actividad económica está menos desarrollada a otras regiones con un mayor desarrollo económico, causando así un agravamiento en el subdesarrollo relativo y una espiral descendente para las regiones más pobres. De forma similar, Becchetti et al. (2016) encuentran para un grupo de 32 países que los bancos cooperativos muestran índices más altos de préstamos en relación con sus activos totales, unos mayores ingresos en la actividad crediticia y una volatilidad de ingresos significativamente menor. Con estos resultados concluyen que el negocio de los bancos cooperativos se centra en la actividad crediticia convencional y que son, en general, más aversos al riesgo que el resto de las entidades financieras. Por otra parte, estos autores también concluyen que la actividad crediticia de la banca cooperativa a nivel local es importante y ayuda a preservar la financiación de algunas industrias que no consiguen financiación por vías alternativas. Análogamente, algunos estudios apuntan a que los bancos cooperativos son más resistentes a restringir la concesión de créditos ante shocks monetarios contractivos o periodos recesivos (Bolton et al., 2013, Ferri et al., 2014, De Santis y Surico, 2013). De forma contraria, Migliorelli y Brunelli (2017) encuentran que, en los países situados en la mitad noreste de la zona del euro, los bancos cooperativos incrementaron más el volumen de créditos concedidos en los años posteriores a la “Gran Recesión”, aprovechando relativamente más las bajadas de tipo de interés fijadas por el Banco Central Europeo. Estos autores explican sus resultados en el marco de la literatura previa aduciendo que los bancos cooperativos suelen mantener una relación más estrecha y de largo plazo con sus clientes y suelen ofrecer una mayor cantidad de recursos a los mismos agentes con independencia de las decisiones de política monetaria.

Como ha evidenciado la literatura, los bancos cooperativos tienen un comportamiento diferencial en relación con el resto de la banca tradicional en cuanto al desarrollo económico.

Según esta literatura, este hecho diferencial se debe a que los bancos cooperativos difieren de otras instituciones financieras en diversos aspectos.

En esta línea, Cornée et al. (2018) señalan que aunque los bancos cooperativos europeos presentan características distintas en función de las particularidad de cada país¹, de forma global mantienen cuatro principios diferenciales con otras instituciones financieras que promueven el desarrollo regional y, en consecuencia, podrían reducir la desigualdad de ingresos: (i) composición y gobernanza democrática: la propiedad es compartida uniformemente entre todos los miembros de la cooperativa y las decisiones se adoptan con el principio de “una persona un voto”, independientemente del capital mantenido por los socios; (ii) proximidad: los bancos cooperativos operan principalmente a nivel local y mantienen entre sus clientes una elevada proporción de pequeñas y medianas empresas, familias y asociaciones ubicadas en la región; (iii) gestión prudente: los bancos cooperativos se comprometen a promover el desarrollo de las comunidades a las que sirven adoptando un perfil de bajo riesgo; (iv) objetivos: en líneas generales, el objetivo de los bancos cooperativos es maximizar los intereses de todos sus socios, *stakeholders*, con una visión de largo plazo, mientras la banca tradicional suele marcarse como objetivo la maximización de beneficios en el corto plazo (Ferri et al., 2014; McKillop et al., 2019). Por su parte, Chaves y Soler (2004) señalan que los bancos cooperativos promueven en mayor grado la inclusión financiera, social y territorial en comparación con otras estructuras bancarias. Estos autores también apuntan a que la banca cooperativa ofrece una mayor capacidad de creación y mantenimiento relativo de empleo. Castro y Romero (2011) argumentan que, en algunos países como España, otras características diferenciales de la banca cooperativa son la especialización en ciertos sectores productivos como la agricultura o la financiación de las familias, un trato más personalizado con el cliente y el fomento de algunos principios cooperativos como la educación, la formación o la información. Estas actividades son financiadas a través de la retención de una parte de los beneficios. Sin embargo, como señalan Karafolas (2016) o Cornée et al. (2018), este último punto no es homogéneo entre países y la especialidad de la banca cooperativa en distintos sectores de la economía o el uso de parte de beneficios en actividades sociales depende críticamente de la estructura de la banca cooperativa en cada país. En este sentido, Ayadi et al. (2018) apuntan a que los bancos cooperativos en Europa operan en cinco modelos de negocio distintos. Tres de estos se caracterizan por estar orientados a la venta minorista, un cuarto enfoque con una orientación más inclinada hacia la venta mayorista y un quinto orientado a la inversión.

Aunque, como se ha señalado, la literatura previa ha documentado extensamente el impacto diferencial de los bancos cooperativos en el crecimiento económico, este efecto diferencial sobre la desigualdad de renta apenas ha sido investigado. En este sentido, un trabajo pionero ha sido el de Minetti et al. (2019). En un estudio para las provincias italianas, estos autores encuentran que la presencia de bancos cooperativos reduce más la desigualdad que la presencia de otro tipo de estructuras bancarias. Los autores explican este hallazgo basándose en las características diferenciales explicadas anteriormente. Más concretamente, enfatizan al hecho de que los bancos cooperativos mantienen los fondos en su región y tienden a financiar y pro-

1. Ver Karafolas (2016) para una comparativa pormenorizada de la banca cooperativa entre los países europeos.

mover pequeñas y medianas empresas locales que favorecen más a los hogares situados en la parte baja de la distribución.

En esta línea, este trabajo trata de discernir si los bancos cooperativos tienen un impacto diferencial en la reducción de la desigualdad de renta en comparación con otras estructuras bancarias como son la banca tradicional y las cajas de ahorro para las 19 economías de la zona del euro. Asimismo, se pretende arrojar luz sobre los determinantes de este impacto desigual.

3. Datos y metodología

3.1. Datos y variables empleadas

Los datos utilizados para llevar a cabo la investigación empírica proceden de dos fuentes. Por un lado, la variable dependiente, así como un grupo de variables explicativas han sido obtenidas de la base de datos Eursotat. Por otro lado, la base de datos utilizada para recopilar datos a nivel bancario ha sido Orbis de Bureau Van Dijk (la antigua Bankscope). Orbis es una base de datos de información financiera sobre más de 85 millones de empresas en todo el mundo, incluyendo banca y aseguradoras. Esta base de datos permite acceder a datos relevantes de las instituciones financieras a nivel europeo y mundial. La información bancaria recopilada por esta base de datos corresponde principalmente al balance, cuenta de resultados, notas de auditoría e informes anuales que emiten las entidades. A partir de esta base de datos se puede acceder a numerosos datos bancarios de las diferentes instituciones financieras en los últimos 10 años². Siguiendo a Migliorelli y Brunelli (2017) y Minetti et al. (2019) nuestro análisis se ha restringido a las tres instituciones bancarias que mantienen la actividad crediticia como actividad principal: (i) banca comercial, (ii) bancos cooperativos, (iii) cajas de ahorro. Por tanto, quedan excluidas de nuestro análisis otro tipo de instituciones bancarias como la banca de inversión, bancos de carácter público, etc. Dado que nuestro análisis se centra en la zona del euro, se ha recopilado información de las instituciones bancarias para los 19 países que conforman la Eurozona (Alemania, Austria, Bélgica, Chipre, Eslovaquia, Eslovenia, España, Estonia, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Malta, Países Bajos y Portugal). En total se ha obtenido información para 2.253 bancos: 593 bancos comerciales (el 26,3% del total); 1.238 bancos cooperativos (54,9% del total) y 422 cajas de ahorro (18,7% del total) con un periodo temporal comprendido entre 2010 y 2019. Como variable dependiente en el análisis empírico se utiliza el índice Gini de desigualdad de renta. Este índice toma un valor comprendido entre 0 y 1, siendo 0 un valor que indica una igualdad absoluta y 1 una desigualdad absoluta (un hogar dispone de todos los ingresos y es resto de hogares ninguno). Como pruebas de robustez se emplean como variables dependientes otros indicadores

2. Para las entidades bancarias que durante el periodo de 2010-2019 se han creado, fusionado, convertido o desaparecido solo se utilizan los datos para los años en que estaban en activo con una determinada estructura bancaria.

de desigualdad como son las ratios $S80/S20$ y $S50/S20$, estas ratios establecen una relación entre el 20% de la población que más ingresa y el 20% de la que menos ingresa y entre el 50% que más ingresa y el 20% que menos ingresa respectivamente. Como variable explicativa, con el objetivo de capturar la presencia de las distintas estructuras bancarias en la economía nacional, se ha seguido a Ayadi et al. (2010). Para ello, se han construido tres variables que miden el total de activos de cada estructura bancaria (bancos comerciales, cooperativas y cajas de ahorro) entre el PIB del respectivo país. Así, por ejemplo, para medir la presencia de los bancos cooperativos en España se ha creado una variable que se calcula como el número total de activos de los bancos cooperativos en España entre el PIB español en un determinado año. Asimismo, siguiendo la literatura se han empleado las siguientes variables explicativas relacionadas con la estructura bancaria para las distintas especificaciones: logaritmo de los préstamos concedidos por los bancos con el objetivo de capturar el tamaño de la crediticia, la ratio bancaria previsión para pérdidas crediticias sobre ingresos por intereses netos (LLP). Esta variable indica el riesgo de insolvencia de las instituciones financieras y, por último, las variables que miden la eficiencia bancaria ROE y ROA. Por otro lado, se han empleado las siguientes variables a nivel país como variables de control: logaritmo del PIB per cápita del país, tasa de desempleo del país, nivel de educación terciaria alcanzada, la proporción del gasto social sobre el PIB y una variable que mide la apertura comercial de cada país. La literatura previa ha mostrado una clara asociación entre estas variables y la evolución de la desigualdad a nivel país. Por ejemplo, una reducción en el PIB per cápita y un incremento en la tasa de desempleo están estrechamente relacionadas con un aumento en la desigualdad (Martínez et al., 2001). Por otra parte, el capital humano de los trabajadores medido a través del nivel de educación alcanzado, las políticas y el gasto social efectuados y la exposición de un país al comercio exterior y, por tanto, a la globalización también han sido identificados como importantes determinantes de la desigualdad (Nolan et al., 2019). En consecuencia, siguiendo a la literatura previa se han utilizado estas variables como variables de control (Minetti et al., 2019).

La tabla 1 muestra un análisis descriptivo de las variables aquí descritas y empleadas en el ejercicio empírico. Se observa que en media el valor que toma el coeficiente Gini para la Eurozona es de 0.298 aunque mostrando una dispersión relativamente elevada. Por otro lado, se observa también que en media los bancos cooperativos tienen una menor presencia en la zona del euro cuando se tiene en cuenta en número de activos por tipología bancaria, a pesar de que en número de instituciones los bancos cooperativos representan más de la mitad de las tres estructuras bancarias analizadas. Por último, también es destacable que en lo relativo a las variables macroeconómicas de control también existe una elevada dispersión entre países y periodos temporales.

Tabla 1. Análisis descriptivo de las variables para el conjunto de la Eurozona

Variable	Obs.	Media	Des. Típica	Min.	Max.
Medidas desigualdad					
Gini	20.258	0,298	0,268	0.209	0,379
S80/S20	20.258	4,81	0,85	3,03	7,46
S50/S20	18.007	2,20	0,28	1,80	2,94
Presencia bancaria (Activos bancos / PIB)					
B. Cooperativos	8.024	6.062,05	53.978,89	0,00	1168.577
B. Comerciales	3.301	86.886,58	236.552,60	0,04	2.908.206
Cajas de ahorro	2.395	7.862,97	57.855,98	0,94	986.373,10
Variables bancarias					
Log. préstamos	13.565	19,70	2,26	6,91	27,57
ROA	13.699	0,39	2,90	-1,60	1,93
ROE	13.616	4,82	19,42	-8,19	41,74
LLP	13.166	14,88	45,85	-764,33	942,86
Variables macro					
PIB per cápita	22.509	34.034,20	10.002,32	8.500	102.200
Tasa de desempleo	22.509	8,43	4,47	3,20	27,50
% educación terciaria	22.509	25,34	7,14	13,00	41,00
Gasto social/PIB	20.258	20,02	2,86	9,00	25,50
Apertura comercial	22.509	3,03	2,60	0,02	7,55

Fuente: Elaboración propia con datos de Orbis y Eurostat.

3.2. Metodología

Como se ha comentado previamente esta investigación se basa de datos panel de 19 países de la zona del euro y un total de 2.253 entidades bancarias durante los años comprendidos entre 2010 y 2019.

El modelo econométrico a estimar es el siguiente:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 y_{it-1} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 F_{it} + \beta_4 Z_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde y_{it} representa la medida de desigualdad de renta (índice Gini, S80/S20 y S50/S20), en el año t y en el país i . X_{it} hace referencia a las variables explicativas de interés que capturan la presencia de los bancos comerciales, cooperativas y cajas de ahorro en un determinado país. F_{it} es un conjunto de variables que capturan las características individuales de los bancos y Z_{it} es un vector de las variables macroeconómicas de control. η_i captura el efecto específico de país no observado, ε_{it} es el término error. Por último, α representa una constante común a todas las variables.

En los modelos de datos de panel como el que se presentado aquí, basados en repetidas observaciones en varios períodos temporales, los términos de error se componen de dos elementos. Por un lado, un término idiosincrásico y, por otro, un efecto individual que refleja las características no observadas de los individuos que son constantes a lo largo del tiempo. Cuando los efectos individuales se encuentran correlacionados con los regresores se recomienda usar técnicas de efectos fijos (FE) debido a que el uso de mínimo cuadrados ordinarios podría dar lugar a que la regresión produzca estimaciones inconsistentes. Asimismo, si se presume que los efectos individuales no están correlacionados, la estimación por FE dará una estimación consistente pero las estimaciones no serían eficientes. En estas circunstancias la literatura recomienda el uso de modelos de datos de panel de efectos aleatorios (RE). La prueba de Hausman permite comprobar si hay o no correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas (ver Wooldridge (2010) para más detalles) y elegir el modelo más apropiado. En nuestro caso, la prueba de Hausman nos lleva a rechazar la hipótesis nula, por tanto, las estimaciones con efectos fijos son más eficientes.

Por otro lado, elegir el método apropiado para estimar la regresión planteada en ecuación 1 presenta una serie de retos. Por ejemplo, algunas variables importantes, como los efectos específicos de cada país, no son observables y se omiten en la estimación. Para resolver este y otros potenciales problemas de los datos panel la literatura ha hecho un uso extenso del método generalizado de estimadores de momentos (GMM) para datos de panel dinámicos (Arellano y Bond, 1991; Arellano y Bover, 1995; Blundell y Bond, 1998). Como señalan Sfar y Ouda (2016), esta técnica presenta una serie de ventajas importantes. Por un lado, permite controlar por efectos fijos de tiempo y efectos específicos de región o país. En segundo lugar, permite utilizar los desfases apropiados de las variables independientes como variables instrumentales para tratar con la posible endogeneidad de los regresores. En nuestro caso concreto, un sesgo de

simultaneidad causado por la determinación conjunta del desarrollo de alguna estructura de banco concreta y la evolución específica de la desigualdad podría producir estimadores inconsistentes. Los estimadores del panel GMM pueden resolver estos problemas econométricos utilizando observaciones retardadas de las variables explicativas como instrumentos.

Para resolver los potenciales problemas de endogeneidad, tanto para los indicadores bancarios, como para el resto de las variables explicativas, se ha estimado la ecuación 1 con modelos dinámicos. En primer lugar, se ha empleado el estimador de Arellano y Bond (1991) conocido como *Difference GMM* que utiliza como instrumentos las diferencias de los retardos. En segundo lugar, se emplea el estimador de Arellano y Bover (1995) que al incorporar las variables en niveles conforma un sistema de ecuaciones, dando lugar a su nombre *System GMM*. Este segundo estimador que utiliza simultáneamente la diferencia en los datos del panel y los datos de la especificación de niveles originales mejora los coeficientes tanto en consistencia como en eficiencia en relación con el primero de los estimadores presentados.

4. Resultados

Los resultados obtenidos en el análisis principal se muestran en la tabla 2 y la tabla 3. En la tabla 2 se muestran los resultados obtenidos mediante la metodología efectos fijos (FE) y efectos aleatorios (RE). Aunque todos los modelos son consistentes, de acuerdo con la prueba de Hausman (resultados mostrados en la tabla), los modelos estimados mediante FE son más eficientes. Con independencia de la metodología empleada, los resultados indican que una mayor presencia de los bancos cooperativos en el PIB nacional medido a través de la variable B. Cooperativos se asocia un nivel inferior del logaritmo del índice Gini, esto es cierto tanto en las estimaciones a partir de FE como RE y es significativo al 1% de significatividad estadística en ambos casos. Contrariamente, encontramos que la presencia de bancos comerciales no tiene un impacto significativo sobre este índice de desigualdad. Por último, la presencia de las cajas de ahorro también reduce el índice Gini de desigualdad, aunque solamente al 10% de significatividad estadística. En relación con el resto de las variables explicativas, como es esperable, se encuentra que unas mayores tasas de desempleo y un mayor grado de apertura comercial se asocia a mayores niveles de Gini, mientras que el gasto social y mayores niveles de educación terciaria alcanzada está asociado a menores niveles del coeficiente Gini. Por otra parte, en algunos modelos se encuentra que la eficiencia bancaria medida a través de los indicadores ROE y ROA también se asocia con un índice Gini menor. El resto de las variables bancarias presentan resultados más dispares en función del modelo seleccionado.

Tabla 2. Estructura bancaria y desigualdad de renta. Efectos fijos (FE) y efectos aleatorios (RE)

VARIABLES	Log. del coeficiente Gini			Log. del coeficiente Gini		
	(FE)	(FE)	(FE)	(RE)	(RE)	(RE)
B. Cooperativos	-1.10e-07*** (4.11e-08)			-1.33e-07*** (1.06e-08)		
B. Comerciales		-6.60e-11 (1.27e-08)			-8.89e-09 (9.98e-09)	
Cajas de ahorro			-1.43e-07* (8.23e-08)			-9.90e-08*** (3.55e-08)
ROE	-1.68e-05 (6.00e-05)	-1.41e-05 (2.14e-05)	3.30e-05 (5.05e-05)	-0.000159** (7.21e-05)	-8.89e-06 (2.18e-05)	-4.88e-05 (5.16e-05)
ROA	-0.00212** (0.00107)	-0.000132 (0.000158)	-0.00123 (0.00131)	-0.00231* (0.00122)	-0.000189 (0.000161)	-0.00168 (0.00136)
Log. préstamos	0.0130*** (0.00151)	0.000485 (0.00119)	-0.00412* (0.00245)	0.00699*** (0.000350)	-0.000939 (0.000919)	-0.00143 (0.00107)
LLP	-1.33e-05 (1.19e-05)	6.90e-06 (8.75e-06)	1.09e-05 (1.96e-05)	-2.87e-05** (1.41e-05)	8.08e-06 (9.08e-06)	3.99e-05* (2.23e-05)
PIB per cápita	-0.00194 (0.00943)	0.0442*** (0.0160)	0.413*** (0.0202)	-0.105*** (0.00638)	-0.0232** (0.00965)	-0.00867 (0.0124)
T. desempleo	0.000666** (0.000315)	0.00891*** (0.000454)	0.0152*** (0.000743)	0.00911*** (0.000263)	0.00778*** (0.000392)	0.00761*** (0.000551)
% edu. terciaria	-0.00116*** (0.000111)	-0.00102*** (0.000386)	-0.00620*** (0.000330)	-0.00251*** (9.69e-05)	-0.00179*** (0.000301)	-0.00300*** (0.000309)
Gasto social/PIB	0.000672 (0.000620)	-0.00499*** (0.00117)	-0.00889*** (0.00163)	-0.0130*** (0.000253)	-0.0105*** (0.000701)	-0.0129*** (0.00106)
Apert. comercial	0.00618** (0.00280)	0.113*** (0.00731)	-0.0360*** (0.00517)	0.0102*** (0.000258)	0.0177*** (0.00204)	0.00169* (0.000898)
Constante	3.151*** (0.0863)	2.725*** (0.171)	-0.404** (0.184)	4.577*** (0.0683)	3.799*** (0.0948)	3.797*** (0.113)
Test de Hausman (Chi-cuadrado)	4713.38					
Observaciones	7,715	2,731	2,284	7,715	2,731	2,284
R-cuadrado	0.048	0.247	0.267			
N.º de bancos	1,157	446	379	1,157	446	379

Errores estándar robustos en paréntesis - *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En la tabla 3 se muestran los resultados de los modelos dinámicos. Primero, se han realizado las regresiones con variables endógenas utilizando sus diferencias (*Difference GMM*) (Arellano y Bond, 1991). En segundo lugar, se han regresado los modelos con variables endógenas utilizando como instrumentos sus diferencias y niveles (*System GMM*) (Arellano y Bover, 1995). En ambos casos se ha estimado a través de *two-step*. La literatura de los modelos GMM (ver, por ejemplo, Goaiad y Sassi, 2012) señala que los modelos GMM pueden basarse en un estimador de uno o dos pasos (*one-step o two-step*). En el estimador *one-step*, se asume que el término de error es independiente y homocedástico a través de países y tiempo; en el estimador *two-step*, los residuos del primer paso se utilizan para consistentemente estimar la matriz de varianza-covarianza de los residuos, relajando este supuesto de homocedasticidad. Por ello, la literatura indica que los estimadores *two-step* son más eficientes (Windmeijer, 2005). Por otra parte, las pruebas de Arellano-Bond para la autocorrelación del término de error idiosincrásico y la prueba de Hansen para validar la sobre identificación del modelo (los resultados de las pruebas se pueden consultar en la tabla de resultados), indican que en la mayoría de los modelos no hay autocorrelación de segundo orden y que los instrumentos son válidos. Por último, hay que señalar que en todos los modelos la variable dependiente rezagada (logaritmo del coeficiente $Gini_{t-1}$) se añade como variable dependiente endógena. Como se puede observar en la tabla 3, la mayor presencia de bancos cooperativos en el PIB nacional está asociado con un menor nivel de desigualdad de renta. Estos resultados son estadísticamente significativos al 1% con independencia del modelo dinámico estimado y consistente con los resultados encontrados tanto utilizando la metodología de efectos fijos como utilizando efectos aleatorios. Para el resto de las estructuras bancarias se observa que no se encuentran efectos significativos con relación al nivel de desigualdad. Estos resultados también confirman los resultados obtenidos en la tabla 2 y son consistentes entre todas las metodologías empleadas. Por tanto, los resultados mostrados en la tabla 2 y 3 confirman que la mayor presencia de activos cooperativos en un país reduce más la desigualdad de renta que la presencia de la banca tradicional y las cajas de ahorro. El resto de las variables explicativas ofrecen un comportamiento similar al descrito en la tabla 2.

Las tablas 4 y 5 muestran los resultados obtenidos modificando la variable dependiente por los dos otros indicadores de desigualdad alternativos: $S80/S20$ y $S50/S20$. Estos nuevos modelos solo se han estimado mediante FE debido a que, según la prueba de Hausman, los resultados son más eficientes y los modelos dinámicos. Los resultados confirman los obtenidos en las tablas 2 y 3, solamente la mayor presencia de la banca cooperativa se asocia significativamente a una menor desigualdad. Para el resto de las estructuras bancarias analizadas los coeficientes no son significativos.

Tabla 3. Estructura bancaria y desigualdad de renta. Modelos dinámicos

VARIABLES	(DiffGMM)	(DiffGMM)	(DiffGMM)	(Syst.GMM)	(Syst.GMM)	(Syst.GMM)
	Log. del coeficiente Gini			Log. del coeficiente Gini		
Log. Gini (t-1)	-0.0650*** (0.0155)	0.429*** (0.0321)	-0.0618* (0.0339)	0.601*** (0.0131)	0.889*** (0.0340)	0.498*** (0.0713)
B. Cooperativos	-1.97e-07*** (5.19e-08)			-4.02e-08*** (1.56e-08)		
B. Comerciales		2.74e-08 (2.49e-08)			3.03e-09 (3.46e-09)	
Cajas de ahorro			-1.83e-08 (2.55e-07)			7.90e-08 (5.73e-08)
ROE	5.82e-05 (4.85e-05)	-3.22e-05 (2.95e-05)	2.62e-05 (3.86e-05)	-0.000218 (0.000242)	-2.38e-05 (3.15e-05)	-1.67e-05 (6.72e-05)
ROA	-0.00468** (0.00183)	-0.000189 (0.000225)	-0.00295 (0.00207)	-1.99e-06 (0.00227)	0.000260*** (9.10e-05)	-0.00104 (0.00231)
Log. préstamos	0.0203*** (0.00278)	0.00304 (0.00214)	-0.0222* (0.0132)	0.00141*** (0.000269)	-0.000678** (0.000331)	-0.00279** (0.00135)
LLP	-2.77e-05 (2.30e-05)	9.52e-06 (8.92e-06)	-2.04e-05 (2.57e-05)	4.01e-06 (1.62e-05)	9.01e-06 (1.04e-05)	9.16e-05** (3.99e-05)
PIB per cápita	0.0719*** (0.0185)	-0.0370 (0.0306)	0.499*** (0.0525)	-0.0645*** (0.0170)	0.0117*** (0.00440)	-0.0493* (0.0254)
T. desempleo	0.00356*** (0.000350)	0.00785*** (0.000755)	0.0187*** (0.00223)	0.00347*** (0.000727)	0.00193*** (0.000446)	0.00491*** (0.000737)
% edu. terciaria	-0.00152*** (0.000190)	0.000552 (0.000589)	-0.00563*** (0.000691)	-0.00106*** (0.000227)	-0.000981*** (0.000160)	-0.00212*** (0.000474)
Gasto social/PIB	-0.00582*** (0.000533)	-0.0118*** (0.00163)	-0.0146*** (0.00272)	-0.00417*** (0.000344)	-0.00161*** (0.000329)	-0.00346*** (0.000894)
Apert.comercial	-0.00568 (0.00390)	0.0755*** (0.00969)	-0.0353*** (0.00603)	0.00607*** (0.000396)	0.00273*** (0.000534)	0.00754*** (0.000703)
Constante				2.068*** (0.183)	0.303** (0.146)	2.334*** (0.479)
Test de Hansen Chi-cuadrado				4.76	4.94	14.70
Test Arellano-Bond (AR 1)	-18.796***	-5.458***	-10.868***	-20.89***	-6.59***	-3.42***
Test de Arellano-Bond (AR 2)	-11.156***	-4.0925	-3.8425***	2.07	0.77	-7.43***
Observaciones	6,150	2,230	1,873	7,423	2,703	2,265
N.º de bancos	1,144	429	368	1,157	445	379

Errores estándar robustos en paréntesis - *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 4. Pruebas de robustez: medidas alternativas de desigualdad. Efectos fijos (FE) y efectos aleatorios (RE)

VARIABLES	(FE)	(FE)	(FE)	(FE)	(FE)	(FE)
	S80/S20			S50/S20		
B. Cooperativos	-7.95e-07** (4.00e-07)			-3.78e-07*** (1.45e-07)		
B. Comerciales		7.68e-08 (1.10e-07)			2.22e-08 (3.45e-08)	
Cajas de ahorro			-9.40e-07 (7.91e-07)			-4.95e-07 (3.20e-07)
ROE	-0.000249 (0.000584)	5.76e-05 (0.000185)	0.000556 (0.000486)	-0.000265 (0.000212)	6.97e-05 (5.80e-05)	0.000314 (0.000203)
ROA	-0.0332*** (0.0105)	-0.000381 (0.00136)	-0.0186 (0.0126)	-0.00130 (0.00393)	4.38e-05 (0.000421)	-0.0101 (0.00701)
Log. préstamos	0.0675*** (0.0147)	0.00934 (0.0103)	-0.0689*** (0.0236)	0.0199*** (0.00543)	0.00527 (0.00322)	-0.0284*** (0.00935)
LLP	-0.000334*** (0.000116)	5.32e-05 (7.57e-05)	4.67e-06 (0.000188)	-1.65e-05 (4.51e-05)	1.78e-05 (2.51e-05)	4.35e-05 (7.94e-05)
PIB per cápita	1.739*** (0.0917)	1.103*** (0.139)	4.895*** (0.194)	0.969*** (0.0333)	0.606*** (0.0432)	1.833*** (0.0774)
T. desempleo	0.0575*** (0.00306)	0.0786*** (0.00393)	0.209*** (0.00714)	0.0274*** (0.00110)	0.0168*** (0.00122)	0.0808*** (0.00274)
% edu. terciaria	-0.0266*** (0.00108)	-0.00852** (0.00333)	-0.0711*** (0.00317)	-0.0124*** (0.000396)	-0.00231** (0.00105)	-0.0272*** (0.00126)
Gasto social/PIB	-0.0152** (0.00603)	0.00623 (0.0101)	-0.143*** (0.0157)	-0.0178*** (0.00222)	0.0257*** (0.00324)	-0.0831*** (0.00596)
Apertura comercial	-0.0956*** (0.0273)	0.700*** (0.0632)	-0.298*** (0.0497)	-0.0320*** (0.0112)	0.0978*** (0.0205)	-0.0179 (0.0226)
Constante	-13.82*** (0.840)	-8.874*** (1.475)	-39.96*** (1.768)	-7.713*** (0.299)	-4.965*** (0.462)	-14.40*** (0.691)
Observaciones	7,715	2,731	2,284	6,594	2,327	1,921
R-cuadrado	0.112	0.196	0.396	0.210	0.167	0.428
Número de bancos	1,157	446	379	1,155	446	378

Errores estándar robustos en paréntesis - *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 5. Pruebas de robustez: medidas alternativas de desigualdad. Modelos dinámicos

VARIABLES	(DiffGMM)	(DiffGMM)	(DiffGMM)	(Syst.GMM)	(Syst.GMM)	(Syst.GMM)
	S80/S20		S80/S20			
S80/S20 (t-1)	-0.0202** (0.00828)	0.351*** (0.0303)	-0.00991 (0.0362)	0.595*** (0.0103)	0.791*** (0.0334)	0.434*** (0.0240)
B. Cooperativos	-1.19e-06*** (3.09e-07)			-3.13e-07*** (1.08e-07)		
B. Comerciales		3.31e-07 (2.03e-07)			-2.74e-08 (5.00e-08)	
Cajas de ahorro			2.20e-06 (2.71e-06)			2.59e-07 (3.43e-07)
ROE	0.000222 (0.000882)	-0.000291 (0.000253)	0.000300 (0.000411)	-0.00103 (0.00190)	-0.000167 (0.000265)	-6.13e-05 (0.000738)
ROA	-0.0627*** (0.0215)	-0.000246 (0.00147)	-0.0375* (0.0214)	-0.0303 (0.0210)	-0.000846 (0.00125)	-0.0423** (0.0209)
Log. préstamos	0.0540** (0.0221)	0.0258 (0.0220)	-0.339** (0.144)	0.00591** (0.00243)	-0.00546 (0.00368)	-0.0220** (0.0104)
LLP	-0.000606*** (0.000226)	6.49e-05 (8.01e-05)	-0.000402 (0.000264)	-0.000143 (0.000183)	4.85e-05 (0.000107)	0.000487 (0.000335)
PIB per cápita	2.573*** (0.149)	0.546* (0.306)	5.872*** (0.589)	-0.138 (0.103)	0.109** (0.0508)	0.0540 (0.129)
T. desempleo	0.0853*** (0.00368)	0.0796*** (0.00556)	0.240*** (0.0260)	0.0584*** (0.00448)	0.0325*** (0.00575)	0.0829*** (0.00556)
% edu. terciaria	-0.0287*** (0.00154)	0.000324 (0.00554)	-0.0676*** (0.00679)	-0.0206*** (0.00146)	-0.0157*** (0.00247)	-0.0339*** (0.00310)
Gasto social/PIB	-0.0754*** (0.00628)	-0.0587*** (0.0192)	-0.192*** (0.0274)	-0.0409*** (0.00228)	-0.0231*** (0.00360)	-0.0638*** (0.00777)
Apertura comercial	-0.201*** (0.0300)	0.465*** (0.0789)	-0.336*** (0.0449)	0.0461*** (0.00233)	0.0287*** (0.00471)	0.0497*** (0.00481)
Constante				4.057*** (1.108)	0.494 (0.519)	3.965*** (1.275)
Test de Hansen Chi-cuadrado				13.44	21.44*	6.11
Test de Arellano- Bond (AR 1)	-24.896 ***	-8.2388 ***	-11.066 ***	-24.54***	-9.28 ***	-12.22 ***
Test de Arellano- Bond (AR 2)	-7.0201 ***	-.32293	2.8853 ***	7.72***	1.24	-3.30***
Observaciones	6,150	2,230	1,873	7,423	2,703	2,265
Número de bancos	1,144	429	368	1,157	445	379

Errores estándar robustos en paréntesis - *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5. Discusión: análisis por áreas económicas y canales de transmisión

En esta sección se discute y se aborda si la relación negativa entre la mayor presencia de los bancos cooperativos y la desigualdad de renta es homogénea entre grupos de países o existe una relación no lineal entre el desarrollo financiero y la desigualdad como sugiere la literatura previa. Asimismo, se estudian los posibles canales de transmisión a través de los cuales una mayor presencia de activos de bancos cooperativos puede reducir la desigualdad. Estos potenciales canales son: (i) la financiación de pequeñas y medianas empresas; (ii) el fomento del empleo local; (iii) la promoción de la inclusión financiera.

5.1. Análisis por grupos de países

Como señalan Minetti et al. (2019), la literatura teórica predice que puede haber una relación no lineal entre el desarrollo financiero y la desigualdad de renta (Greenwood y Jovanovic, 1990; Deidda, 2006; D'Onofrio et al., 2019). Es decir, esta literatura sugiere que un mayor desarrollo financiero puede reducir la desigualdad de renta, pero solamente cuando se ha alcanzado un nivel de desarrollo económico suficiente para que grandes segmentos de población puedan acceder a estos nuevos servicios financieros. Para estudiar si existe un impacto diferencial en el comportamiento de la desigualdad diferenciando entre áreas con distinto nivel de desarrollo económico seguimos a Migliorelli y Brunelli (2017) y distinguimos entre dos grupos de países pertenecientes a la zona del euro. Por un lado, un grupo lo forman los países del cuadrante noreste de la Eurozona (Austria, Finlandia, Alemania, Malta, Países Bajos, Eslovaquia y Eslovenia). Como señalan Migliorelli y Brunelli (2017), estos países presentan de media menores niveles de deuda pública y de desempleo. Al mismo tiempo, como se puede consultar en la tabla 6, estos países de la Europa Septentrional también mantienen mayores niveles de PIB per cápita y menores niveles de desigualdad de renta. Por otro lado, se ha creado otro grupo de países situados en el sudoeste de la zona del euro (Bélgica, Chipre, Francia, Irlanda, Italia, Portugal y España). Este segundo grupo de países presenta en media mayores niveles de deuda pública sobre PIB y, como se indica en la tabla 7, menores niveles de relativos de PIB per cápita y mayores niveles de desempleo y desigualdad de renta.

Las tablas 8 y 9 muestran los resultados de nuestras variables de interés distinguiendo por estos dos grupos de países. Como señala la teoría, los resultados sugieren que, en los países del norte de Europa con mayores niveles de desarrollo económico, la mayor presencia de banca cooperativa se asocia con menores niveles de desigualdad (ver tabla 8). Sin embargo, en los países del sudoeste, esta relación negativa pierde significatividad estadística en casi todos los modelos propuestos (tabla 9). Resultados similares son encontrados por Minetti et al. (2019) para Italia. Estos autores encuentran que en las provincias italianas situadas en el norte del país – tradicionalmente las provincias más ricas- una mayor presencia de banca cooperativa

reduce estadísticamente la desigualdad, mientras que no encuentran resultados estadísticamente significativos para las provincias ubicadas en el sur del Italia. Por tanto, nuestros resultados a nivel de la zona euro confirman esta hipótesis y los hallazgos previos. Solamente en las áreas con un mayor nivel económico, la presencia de los bancos cooperativos está asociada con menores niveles de desigualdad. Como indica la literatura previa una plausible hipótesis que respalda este hallazgo empírico podría deberse a que solamente la población con mayores recursos económicos relativos puede permitirse acceder al sistema financiero. En otras palabras, los países, hogares y personas con mayor renta relativa presentan mayores niveles de inclusión financiera (Albert y Gómez-Fernández, 2020).

Tabla 5. Análisis descriptivo de las variables para los países del noreste europeo

Variable	Obs.	Media	Des. Típica	Min	Max
Medidas desigualdad					
Gini	10.629	0,281	1,715	0,209	0,311
S80/S20	10.629	4,29	0,4334763	3,03	5,12
S50/S20	9.448	2,07	0,134093	1,8	2,36
Presencia bancaria (Activos bancos / PIB)					
B. Cooperativos	5.015	6047,77	57992,48	0	1168577
B. Comerciales	933	87984,85	256380,1	0,03	2908206
Cajas de ahorro	1.633	2920,26	14463,9	0,944	214882,9
Variables bancarias					
Log. préstamos	7.488	1931,90	1949,50	6907,75	2727,68
ROA	7.543	0,45	2,54	-2.185,38	1,934,51
ROE	7.541	5,53	8,50	-268.765	216,72
LLP	7.316	4,20	3,11	-397.456	900
Variables macro					
PIB per cápita	11.810	37797,13	4417,92	12540	46820
Tasa de desempleo	11.810	5,47	15,55	3,2	14,4
% educación terciaria	11.810	25,95	53,85	14,2	38,5
Gasto social/PIB	10.629	20,37	20,49	10,9	25,5
Apertura comercial	11.810	3,85	3,20	0,02	7,55

Fuente: Elaboración propia con datos de Orbis y Eurostat.

Tabla 6. Análisis descriptivo de las variables para los países del sudoeste europeo

Variable	Obs.	Media	Des. Típica	Min	Max
Medidas desigualdad					
Gini	9.116	0,317	2,10	0,2570	0,3480
S80/S20	9.116	5,38	0,82	3,79	6,87
S50/S20	8.103	2,35	0,32	1,91	2,94
Presencia bancaria (Activos bancos / PIB)					
B. Cooperativos	3.002	6080,93	46589,88	2,15	845303,80
B. Comerciales	2.066	79583,41	235542,90	0,10	2479842
Cajas de ahorro	754	8720,93	31233,89	1,59	345171
Variables bancarias					
Log. préstamos	5.741	20,17	2,51	6,91	27,57
ROA	5.822	0,31	3,27	-160,00	62,33
ROE	5.746	4,17	24,85	-819,45	417,45
LLP	5.552	27,78	54,58	-764,33	942,86
Variables macro					
PIB per cápita	10.130	29017,10	8505,51	16010	70470
Tasa de desempleo	10.130	11,79	4,24	5,00	26,10
% educación terciaria	10.130	24,29	8,62	13,00	40,70
Gasto social/PIB	9.116	19,84	3,39	9,00	24,50
Apertura comercial	1.130	2,23	1,09	0,02	3,71

Fuente: Elaboración propia con datos de Orbis y Eurostat.

Tabla 7. Estructura bancaria y desigualdad de renta.
Países del noreste europeo

VARIABLES	(DiffGMM)	(DiffGMM)	(DiffGMM)	(Syst.GMM)	(Syst.GMM)	(Syst.GMM)
	Log. del coeficiente Gini			Log. del coeficiente Gini		
Log. Gini (t-1)	-0.160*** (0.0177)	0.212*** (0.0597)	-0.220*** (0.0277)	-5.423*** (0.500)	19.83*** (1.314)	-7.586*** (0.828)
B. Cooperativos	-1.49e-07** (5.86e-08)			-1.76e-06* (9.89e-07)		
B. Comerciales		-8.08e-08 (8.10e-08)			3.73e-07 (2.32e-07)	
Cajas de ahorro			-1.17e-06 (7.90e-07)			2.45e-08 (4.31e-06)
ROE	-0.00112** (0.000506)	6.84e-05 (7.37e-05)	-0.00158 (0.00111)	0.00603 (0.00886)	0.00316 (0.00229)	-0.0203 (0.0161)
ROA	0.0109** (0.00468)	7.60e-05 (0.000376)	0.00439 (0.0117)	-0.0198 (0.0858)	-0.0114*** (0.00234)	-0.0213 (0.136)
Log. préstamos	-0.0131 (0.00810)	0.00771 (0.00581)	-0.0620*** (0.0198)	-0.00986 (0.0106)	-0.0496*** (0.0164)	-0.0326 (0.0220)
LLP	0.000169*** (4.66e-05)	6.56e-05** (3.08e-05)	9.15e-05 (6.81e-05)	0.00316*** (0.000830)	0.00190*** (0.000639)	0.00438*** (0.00121)
PIB per cápita	0.124*** (0.0281)	0.126*** (0.0432)	0.775*** (0.0586)	3.920*** (1.217)	0.599*** (0.224)	10.95*** (1.577)
T. desempleo	-0.00323*** (0.00120)	0.0153*** (0.00240)	0.0276*** (0.00434)	-0.000201 (0.0670)	-0.0458 (0.0360)	0.460*** (0.0867)
% edu. terciaria	-0.00100*** (0.000230)	-0.00119* (0.000636)	-0.00640*** (0.000899)	-0.0538*** (0.0131)	-0.0135* (0.00804)	-0.122*** (0.0168)
Gasto social/PIB	-0.00518*** (0.000772)	-0.0150*** (0.00306)	-0.0294*** (0.00547)	-0.333*** (0.0290)	-0.00606 (0.0141)	-0.715*** (0.0645)
Apertura comercial	-0.0327*** (0.00638)	0.0108 (0.0124)	-0.0373*** (0.00778)	0.433*** (0.0197)	0.158*** (0.0215)	0.477*** (0.0322)
Constante				11.76 (12.93)	-43.17*** (5.252)	-47.71*** (13.36)
Observaciones	3,717	568	1,308	4,535	701	1,558
N.º de bancos	729	118	242	739	123	244

Errores estándar robustos en paréntesis - *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 8. Estructura bancaria y desigualdad de renta.
Países del sudoeste europeo

VARIABLES	(DiffGMM)	(DiffGMM)	(DiffGMM)	(Syst.GMM)	(Syst.GMM)	(Syst.GMM)
	Log. del coeficiente Gini			Log. del coeficiente Gini		
Log. Gini (t-1)	0.287*** (0.0347)	0.494*** (0.0221)	0.612*** (0.0382)	20.53*** (0.775)	16.54*** (1.193)	17.78*** (0.827)
B. Cooperativos	1.24e-07 (3.65e-07)			-1.82e-07* (9.87e-08)		
B. Comerciales		5.13e-09 (3.22e-08)			-1.99e-07 (2.34e-07)	
Cajas de ahorro			-1.81e-07 (1.51e-07)			-4.23e-07 (5.43e-07)
ROE	-0.000418** (0.000212)	-3.14e-05 (4.00e-05)	-3.09e-05 (4.29e-05)	-0.0104** (0.00459)	0.000504 (0.000991)	-0.000796 (0.000696)
ROA	-0.00442 (0.00284)	-0.000768 (0.00105)	-0.00214 (0.00131)	-0.0717 (0.0765)	-0.0275* (0.0164)	-0.0815* (0.0419)
Log. préstamos	0.0371*** (0.00372)	0.00742* (0.00393)	0.00383 (0.00403)	0.0296*** (0.00747)	0.0126 (0.0138)	-0.00561 (0.0178)
LLP	-0.000179*** (3.35e-05)	-1.34e-05 (1.62e-05)	-4.56e-05** (2.00e-05)	-0.00468*** (0.000788)	-0.000293 (0.000248)	-0.00166** (0.000738)
PIB per cápita	0.0795 (0.0800)	-0.180*** (0.0348)	-0.363*** (0.0829)	-1.032*** (0.125)	-1.571*** (0.280)	-5.081*** (0.855)
T. desempleo	0.00331*** (0.000562)	0.00732*** (0.000680)	0.00633*** (0.00131)	0.0811*** (0.00591)	0.142*** (0.0118)	0.0887*** (0.0117)
% edu.terciaria	-0.00385* (0.00211)	0.00440*** (0.000878)	0.0111*** (0.00208)	-0.0554*** (0.00304)	-0.0743*** (0.00437)	-0.0486*** (0.00565)
Gasto social/PIB	0.0135*** (0.00202)	-0.0104*** (0.00200)	-0.0145*** (0.00246)	-0.188*** (0.00976)	-0.147*** (0.0152)	-0.124*** (0.0243)
Apert. comercial	0.104*** (0.00781)	0.148*** (0.00743)	0.158*** (0.0115)	0.427*** (0.0563)	0.291*** (0.0632)	0.914*** (0.179)
Constante				-25.91*** (3.658)	-7.207 (6.126)	22.79** (11.33)
Observaciones	2,428	1,485	558	2,882	1,778	699
N.º de bancos	414	275	125	417	282	134

Errores estándar robustos en paréntesis - *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.2. Canales de transmisión

Como se ha expuesto en la sección de revisión de la literatura, la banca cooperativa puede reducir la desigualdad a través de distintos canales. En esta subsección se evalúan algunos de estos canales para tratar de discernir las vías a través de las cuales los bancos cooperativos podrían reducir la desigualdad. Para explorar estos canales se han interactuado distintas variables de interés con la variable que representa la presencia de la banca cooperativa. En primer lugar, se evalúa si el hecho de que los bancos cooperativos operen principalmente a nivel local y mantengan entre sus clientes una elevada proporción de pequeñas y medianas empresas (pymes), podría ser el causante de una reducción en la desigualdad. En este sentido, la evidencia apunta a que efectivamente los bancos cooperativos mantienen una mayor proporción de activos en pymes que el resto de la banca tradicional (Berger et al. 2004). Sin embargo, es importante resaltar que esta característica es muy heterogénea entre países. Por ejemplo, según Lang et al. (2016), la cuota de mercado de los bancos cooperativos en el negocio de las pymes el año 2014 era superior al 50% en Francia e inferior al 4% en Portugal. Por su parte, el grado de especialización de los bancos cooperativos en cuanto a la actividad crediticia también es muy heterogénea entre países. Así por ejemplo, los préstamos a pymes representaban un 70% del total de los préstamos durante al año 2012 en Grecia. Esta proporción solo alcanzaba el 13,9% en las entidades cooperativas de los Países Bajos. En este sentido, Ayadi et al. (2018) muestran como en cada país los bancos cooperativos se han especializado en distintos sectores de negocio, siendo la financiación de pymes más relevantes en unos que en otros. Con este objetivo se ha creado una variable que interactúa la presencia de los bancos cooperativos sobre el PIB nacional con otra variable que representa la proporción de pequeñas y medianas empresas (empresas con menos de 250 trabajadores) sobre el total de empresas³. La columna 1 y 4 de la tabla 9 muestran los resultados de la nueva estimación para los modelos dinámicos. Se observa que el coeficiente de la interacción de estas variables es positivo y estadísticamente significativo sugiriendo que, al contrario de lo expuesto, la interrelación entre la banca cooperativa y las pequeñas y medianas empresas muestran un nivel de desigualdad mayor en comparación con las grandes empresas.

En segundo lugar, se ha evaluado la posible relación entre el nivel de desigualdad con los flujos migratorios y la banca cooperativa. En este sentido, Minetti et al. (2019) encuentran, por un lado, que un mayor flujo migratorio incrementa el nivel de desigualdad de renta. Por otro lado, también encuentran que la mayor presencia de la banca cooperativa se asocia con menores niveles de flujo migratorio. Estos autores relacionan estos dos hechos aduciendo que la inversión de la banca cooperativa en la economía local crea nuevos puestos de trabajo en la región y desincentiva la necesidad de emigrar en búsqueda de nuevas oportunidades laborales. Para comprobar esta relación, se ha creado una nueva variable que interacciona la presencia de la banca cooperativa en el PIB nacional con el número de migrantes netos⁴. Los resultados

3. Esta nueva variable se ha construido con datos de Eurostat dividiendo el número de pequeñas y medianas empresas sobre el total de empresas ubicadas en los distintos países de la zona euro.

4. Esta variable se ha obtenido de Eurostat.

se pueden consultar en las columnas 2 y 5 de la tabla 9. Se observa como la inclusión de esta nueva variable en los modelos dinámicos no ofrece un signo claro ni en la propia variable de interacción ni en la variable que refleja la presencia de la banca cooperativa. Por tanto, en base a nuestros resultados, no podemos afirmar que la banca cooperativa reduzca la desigualdad a través de desincentivar los movimientos migratorios.

Por último, se ha estimado si los bancos cooperativos reducen la desigualdad promoviendo una mayor inclusión financiera. Palomo y Valor (2001) y Chaves y Soler (2004) encuentran para el caso español que los bancos cooperativos promueven en mayor grado la inclusión financiera. Concretamente, estos autores señalan que los bancos cooperativos de mayor proximidad facilitan la inclusión financiera de los estratos de renta media-baja. En esta misma línea, la Comisión Europea (2008), apunta a que muchas de las instituciones financieras orientadas a la economía social, entre ellas los bancos cooperativos, juegan un papel importante en la lucha contra la exclusión financiera. De hecho, la Comisión señala que algunas de estas instituciones tienen la responsabilidad legal de promover y mejorar la economía de la comunidad, especialmente de aquellos individuos que tienen bajos ingresos o son financieramente excluidos. Para comprobar empíricamente si la inclusión financiera a través de la banca cooperativa tiene un papel importante en la reducción de la desigualdad se ha creado una nueva variable que interactúa la presencia de la banca cooperativa en el PIB nacional con una variable que representa la cantidad de depósitos mantenidos por los ciudadanos en los bancos cooperativos sobre el PIB nacional. Esta nueva variable que aproxima los niveles de inclusión financiera se ha obtenido a partir de la encuesta *Financial Acces Survey* realizada por el Fondo Monetario Internacional (FMI). Esta encuesta lanzada por el FMI el año 2009 permite la obtención de una multitud de datos financieros administrativos recolectados por los respectivos bancos centrales y organismos de regulación financiera para 189 países durante más de 10 años. Como se ha señalado, esta encuesta permite obtener datos de inclusión financiera desagregando por tipo de institución. Los resultados obtenidos se pueden consultar en la columna 3 y 6 de la tabla 9. Se observa como el coeficiente estimado de la nueva variable de interacción es negativo y estadísticamente significativo al 5% y al 10% de significatividad estadística dependiendo del modelo. Por otro lado, se observa como el coeficiente de la variable B. Cooperativos cambia de signo de negativo a positivo siendo solo estadísticamente significativo al 10%. Ambos resultados sugieren que la reducción en la desigualdad asociada con la presencia de la banca cooperativa encontrada en la sección anterior se puede deber principalmente a la inclusión financiera que esta promueve. Por tanto, nuestros resultados apuntan a que en un grado importante la reducción de la desigualdad de renta vinculada a la presencia de la banca cooperativa se debe principalmente a la mayor inclusión financiera que esta permite y no tanto a otras características de los bancos cooperativos como son la financiación de pequeñas y medianas empresas o la reducción de los flujos migratorios.

Tabla 9. Canales de transmisión

VARIABLES	(DiffGMM)	(DiffGMM)	(DiffGMM)	(Syst.GMM)	(Syst.GMM)	(Syst.GMM)
	Log. del coeficiente Gini			Log. del coeficiente Gini		
B. Cooperativos	-4.85e-07** (1.93e-07)	-3.14e-07** (1.27e-07)	1.25e-06* (6.63e-07)	-0.000232** (0.000104)	4.45e-05 (3.94e-05)	2.28e-05* (1.22e-05)
B. Cooperativos*PYMES	6.80e-07** (3.38e-07)			0.000278** (0.000123)		
B. Cooperativos*Migrantes		1.98e-08* (1.12e-08)			-4.54e-06 (3.91e-06)	
B. Cooperativos*Inclusión			-4.61e-08** (2.17e-08)			-8.16e-07* (4.34e-07)
Observaciones	3,588	5,783	6,124	5,107	7,047	7,392
Número de bancos	1,106	1,140	1,140	1,148	1,156	1,152

Errores estándar robustos en paréntesis - *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

6. Conclusiones

En esta investigación se ha evaluado empíricamente si distintas estructuras bancarias: bancos cooperativos, bancos comerciales y cajas de ahorro, afectan de una forma distinta a la desigualdad de renta. Este análisis se ha realizado para los 19 países que conforman la Eurozona en el periodo temporal comprendido entre 2010 y 2019. Para realizar este análisis se ha empleado una batería de técnicas y modelos para datos panel: modelos estáticos (efectos fijos y efectos aleatorios) y modelos dinámicos (*Difference GMM* y *System GMM*). También se han empleado distintos indicadores de desigualdad para aportar robustez a los resultados (índice Gini y las ratios S80/S20 y S50/S20).

Los resultados encontrados con independencia de la metodología empleada y la variable dependiente escogida sugieren que los bancos cooperativos reducen más la desigualdad de renta que el resto de las entidades bancarias analizadas para la Eurozona en su conjunto. Sin embargo, cuando se divide la muestra en dos grupos de países con distinto nivel de desarrollo, se encuentra que la relación negativa entre la banca cooperativa y la desigualdad solamente se da en los países del norte de Europa con un mayor desarrollo económico. Para los países del sur esta relación pierde significatividad. Por último, se han examinado los posibles canales de transmisión a través de los cuáles la banca cooperativa podría reducir la desigualdad. Los resultados encontrados apuntan a que es la promoción de la inclusión financiera por parte de los bancos cooperativos lo que podría jugar un papel determinante en la reducción de la desigualdad de renta.

En un contexto de elevada desigualdad y con un creciente desarrollo financiero a nivel global, las preocupaciones sobre la relación entre ambas tendencias han aumentado en las sociedades occidentales. En este sentido, un creciente número de investigaciones recientes ha puesto de manifiesto como determinadas actividades financieras o políticas monetarias concretas podrían explicar parte del aumento en las desigualdades económicas. Los resultados hallados en esta investigación y sus implicaciones revelan la importancia de distinguir entre estructuras bancarias a la hora de analizar el papel del sistema bancario en el desarrollo económico y en el bienestar de la población. Cada vez existe más evidencia que apunta a que los bancos cooperativos juegan un papel diferencial más importante en el desarrollo económico regional, la promoción de la inclusión financiera, la reducción de la pobreza y ahora también la reducción en la desigualdad de ingresos. Las implicaciones de estos hallazgos ponen de manifiesto las virtudes de los bancos cooperativos y deberían tenerse en cuenta para un diseño eficiente e inclusivo de las políticas económicas en general y financieras en particular.

Finalmente, es necesario advertir que la heterogeneidad en el grado de especialización de los bancos cooperativos en función del país es una limitación importante a la hora de obtener conclusiones detalladas. Este trabajo pune el punto de partida para que futuras líneas de investigación estudien las actividades concretas de los bancos cooperativos que tienen un mayor impacto en la desigualdad y como se podrían potenciar para desarrollar un sistema financiero más eficiente e inclusivo.

Referencias

AGHION, P. & BOLTON, P. (1992): "An incomplete contracts approach to financial contracting", *The Review of Economic Studies*, 59(3), 473-494. DOI: 10.2307/2297860.

ALBERT, J.F. & GÓMEZ-FERNÁNDEZ, N. (2020): "¿Es la Eurozona un área óptima para suprimir el efectivo? Un análisis sobre la inclusión financiera y el uso de efectivo", *Cuadernos De Economía*, 43(121). DOI: 10.32826/cude.v43i121.107.

ARELLANO, M. & BOND, S. (1991): "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. DOI: 10.2307/2297968.

ARELLANO, M. & BOVER, O. (1995): "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51. DOI: 10.1016/0304-4076(94)01642-D.

AYADI, R., FERRI, G. & PESIC, V. (2018): "Does Business Model Instability Imperil Banks' Soundness. Evidence from Europe", *Bancaria*, 74(7/8), 22-47.

AYADI, R., LLEWELLYN, D.T., SCHMID, R.H., ARBAK, E. & DE GROEN, G.W. (2010): *Investigating Diversity in the Banking Sector in Europe: Key Developments. Performance and Role of Cooperative Banks*, Brussels: Centre for European Policy Studies.

BANERJEE, A.V. & NEWMAN, A.F. (1993): "Occupational choice and the process of development", *Journal of Political Economy*, 101(2), 274-298. DOI: 10.1016/j.worlddev.2020.105211.

BECCHETTI, L., CICIRETTI, R. & PAOLANTONIO, A. (2016): "The cooperative bank difference before and after the global financial crisis", *Journal of International Money and Finance*, 69, 224-246. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2016.06.016.

BECK, T. & LEVINE, R. (2004): "Stock markets, banks, and growth: Panel evidence", *Journal of Banking & Finance*, 28, 423-442. DOI: 10.1016/S0378-4266(02)00408-9.

BECK, T., DEMIRGÜÇ-KUNT, A. & LEVINE, R. (2007): "Finance, inequality and the poor", *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27-49. DOI: 10.1007/s10887-007-9010-6.

BECK, T., DEMIRGÜÇ-KUNT, A. & LEVINE, R. (2010): "Financial institutions and markets across countries and over time: The updated financial development and structure database", *The World Bank Economic Review*, 24(1), 77-92. DOI: 10.1093/wber/lhp016.

BENCIVENGA, V.R., SMITH, B.D., & STARR, R.M. (1995): "Transactions costs, technological choice, and endogenous growth", *Journal of Economic Theory*, 67(1), 153-177.

BERGER, A.N., DEMIRGÜÇ-KUNT, A., LEVINE, R. & HAUBRICH, J.G. (2004): "Bank concentration and competition: An evolution in the making", *Journal of Money, Credit and Banking*, 433-451.

BLUNDELL, R. & BOND, S. (1998): "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. DOI: 10.1016/S0304-4076(98)00009-8.

BOLTON, P., FREIXAS, X., GAMBACORTA, L. & MISTRULLI, P.E. (2013): "Relationship and transaction lending in a crisis", *BIS Working Papers*, No 417.

BURGESS, R. & PANDE, R. (2005): "Do rural banks matter? Evidence from the Indian social banking experiment", *American Economic Review*, 95(3), 780-795. DOI: 10.1257/0002828054201242.

CASTRO, M. & ROMERO, N. (2011): "Cooperativas de crédito y banca ética ¿un camino por explorar?", *CIRIEC-España, Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa*, 72, 263-300.

CHAVES ÁVILA, R. y SOLER TORMO, F.V. (2004): *El gobierno de las cooperativas de crédito en España*, CIRIEC-España, Valencia.

CLARKE, G.R., XU, L.C. & ZOU, H.F. (2006): "Finance and income inequality: what do the data tell us?", *Southern Economic Journal*, 578-596. DOI: 10.2307/20111834.

COCCORESE, P. & SHAFFER, S. (2020): "Cooperative banks and local economic growth", *Regional Studies*, 1-15. DOI: 10.1080/00343404.2020.1802003.

COMISIÓN EUROPEA (2008): *Financial Services Provision and Prevention of Financial Exclusion. Eurobarometer report.*

CORNÉE, S., FATTOBENE, L. & MIGLIORELLI, M. (2018): "An overview of cooperative banking in Europe", In *New Cooperative Banking in Europe*, Palgrave Macmillan. Cham, 1-27.

DEIDDA, L.G. (2006): "Interaction between economic and financial development", *Journal of Monetary Economics*, 53(2), 233-248. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2005.03.007.

DE SANTIS, A. & SURICO, P. (2013): "Bank lending and monetary transmission in the Euro area", *Economic Policy*, 28 (75), 423-457. DOI: 10.1111/1468-0327.12013.

D'ONOFRIO, A., MINETTI, R. & MURRO, P. (2019): "Banking development, socioeconomic structure and income inequality", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 157, 428-451. DOI: 10.1016/j.jebo.2017.08.006.

FERRI, G., KALMI, P. & KEROLA, E. (2014): "Does bank ownership affect lending behavior? Evidence from the Euro area", *Journal of Banking and Finance*. 48. 194-209. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2014.05.007.

GALOR, O. & MOAV, O. (2004): "From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development", *The Review of Economic Studies*, 71(4), 1001-1026. DOI: 10.1111/0034-6527.00312.

GREENWOOD, J. & JOVANOVIĆ, B. (1990): "Financial development, growth, and the distribution of income", *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 1), 1076-1107. DOI: 10.1016/j.jmpol.2020.104324.

GINE, X. & TOWNSEND, R.M. (2004): *Evaluation of financial liberalization. Macroeconomic Policies and Poverty Reduction*, 188.

GOAIED, M. & SASSI, S. (2012): *Économétrie Des Données En Panel* (Textbook on Econometrics of Panel Data). Manuel pédagogique en économétrie des données en panel.

GUISSO, L., SAPIENZA, P. & ZINGALES, L. (2004): "Does local financial development matter?", *Quarterly Journal of Economics*, 119(3). 929-969. DOI: 10.1162/0033553041502162.

HAKENES, H., HASAN, I., MOLYNEUX, P. & XIE, R. (2015): "Small banks and local economic development", *Review of Finance*, 19(2), 653-683. DOI: 10.1093/rof/rfu003.

KAPPEL, V. (2010): "The effects of financial development on income inequality and poverty", *CER-ETH-Center of Economic Research at ETH Zurich, Working Paper* (10/127).

- KARAFOLAS, S. (2016): *Credit cooperative institutions in European countries*. Berlin: Springer.
- KING, R.G. & LEVINE, R. (1993): "Finance and growth: Schumpeter might be right", *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-737. DOI: 10.2307/2118406.
- LANG, F., SIGNORE, S. & GVETADZE, S. (2016): "The role of cooperative banks and smaller institutions for the financing of SMEs and small midcaps in Europe" (No. 2016/36). EIF Working Paper.
- LEVINE, R. (1997): "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", *Journal of Economic Literature*. 35: 688-726.
- LIANG, Z. (2008): "Financial development and income inequality in rural China 1991-2000", In *Understanding Inequality and Poverty in China*, Palgrave Macmillan, London, 72-88.
- MARTÍNEZ, R., AYALA, L. & RUIZ-HUERTA, J. (2001): "The impact of unemployment on inequality and poverty in OECD countries", *Economics of Transition*, 9 (2), 417-447. DOI: 10.1111/1468-0351.00082.
- MCKILLOP, D., FRENCH, D., QUINN, B., SOBIECH, A.L., & WILSON, J.O. (2020): "Cooperative financial institutions: A review of the literature", *International Review of Financial Analysis*, 101520. DOI: 10.1016/j.irfa.2020.101520.
- MERTON, R.C. & BODIE, Z. (1995): "A conceptual framework for analyzing the financial system," *The global financial system: A functional perspective*, 3-31.
- MIGLIORELLI, M. & BRUNELLI, S. (2017): "The transmission of the monetary policy in the euro area: the role of the banks 'business model'", *Annals of Public and Cooperative Economics*. 88(3). 303-322. DOI: 10.1111/apce.12144.
- MINETTI, R., MURRO, P. & PERUZZI, V. (2019): "One size does not fit all. Cooperative banking and income inequality", Working Paper No. 2019-10.
- NOLAN, B., RICHIARDI, M.G. & VALENZUELA, L. (2019): "The drivers of income inequality in rich countries", *Journal of Economic Surveys*, 33 (4), 1285-1324. DOI: 10.1111/joes.12328.
- PALOMO, R. & VALOR, C. (2001): *Banca cooperativa. Entorno financiero y proyección social*, Unión Nacional de Cooperativos de Crédito, Madrid.
- ROUBINI, N. & BILODEAU, J. (2008): "The Financial Development Index: Assessing the World's Financial Systems", *The Financial Development Report 2008*, World Economic Forum, Geneva, Switzerland.

SFAR, F.E.H. & OUDA, O.B. (2016): "Contribution of cooperative banks to the regional economic growth: Empirical evidence from France", *International Journal of Economics and Financial Issues*. 6(2).

STEIN, J.C. (2002): "Information production and capital allocation: Decentralized versus hierarchical firms", *The Journal of Finance*, 57(5), 1891-1921. DOI: 10.1111/0022-1082.00483.

USAI, S. & VANNINI, M. (2005): "Banking structure and regional economic growth: lessons from Italy", *The Annals of Regional Science*, 39(4), 691. DOI:10.1007/s00168-005-0022-x.

WINDMEIJER, F. (2005): "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators", *Journal of Econometrics*, 126(1), 25-51. DOI: 10.1016/j.jeconom.2004.02.005.

WOOLDRIDGE, J.M. (2010): *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT press, London.

