

Efectos sobre la redistribución de la renta del gravamen de los servicios financieros en el IVA

Julio López Laborda* y Guillermo Peña**

9 de octubre de 2017

Departamento de Economía Pública, Universidad de Zaragoza, Gran Vía, 2, 50.005-Zaragoza

* julio.lopez@unizar.es, Tf. 976 76 18 08, Fax 976 76 18 40.

** gpena@unizar.es, Tf. 876 55 46 21, Fax 976 76 18 40.

Resumen: En este trabajo se analizan, teórica y empíricamente, las consecuencias redistributivas de la eliminación de la exención de los servicios financieros en el IVA. Teóricamente se obtiene que el IVA financiero, al gravar un tipo de servicios consumidos en mayor medida por personas de renta alta, reduce la regresividad del IVA y contribuye a disminuir la desigualdad en la distribución de la renta. El análisis empírico aplica la técnica econométrica *System GMM* a un panel no balanceado con datos de 32 países de la OCDE en el periodo comprendido entre 1974 y 2012. Los resultados obtenidos permiten corroborar el efecto teórico esperado de que el gravamen de los servicios financieros en el IVA produce una mejora en la redistribución de la renta.

Palabras Clave: IVA financiero, Servicios financieros, Redistribución de la renta

Clasificación JEL: H25, H23, E62, D63, G21.

Agradecimientos: Los autores expresan su gratitud por la financiación recibida por el Gobierno de Aragón y el Fondo Europeo de Desarrollo Regional (Grupo de Investigación de Economía Pública). Julio López Laborda agradece también la financiación del Ministerio de Economía y Competitividad, proyecto ECO2016-76506-C4-3-R.

1. Introducción

En la actualidad, en numerosos países, los servicios financieros se encuentran exentos en el IVA, debido a la dificultad práctica de su gravamen. Esto se debe a que, aunque se han desarrollado métodos para gravar este tipo de servicios que son teóricamente correctos y compatibles con el método deducción-factura actualmente vigente en el IVA aplicado a servicios generales, estas fórmulas han resultado complicadas de llevar a la práctica. Algunos países han implantado impuestos separados del IVA o esquemas compatibles con el IVA general, pero que gravan solo parcialmente el valor añadido de dichos servicios o de manera aproximada.

Uno de los principales motivos para la eliminación de la exención de los servicios financieros en el IVA es el aumento de los ingresos tributarios por parte de la administración. Sin embargo, es importante conocer también el impacto del gravamen de los servicios financieros en el IVA (en adelante, IVA financiero) sobre la redistribución de la renta. De esta manera, se considera el principio de equidad al analizar los efectos del IVA financiero sobre la economía, y no solo otros principios, también relevantes, como el de eficiencia o suficiencia. De hecho, durante la última crisis económica (2008-2010), la desigualdad en España se ha incrementado, continuando dicho incremento durante la primera mitad de esta década, pasando a ser en la actualidad uno de los países ricos con mayor desigualdad (Ayala, 2016). Esto hace tener más presente la necesidad de buscar impuestos que, no solo sean eficientes o que incrementen la recaudación, sino que, por lo menos, no incrementen la desigualdad de la renta existente en el país. Por todo ello, en este trabajo se estudia el efecto sobre la redistribución de la renta del gravamen en el IVA de los servicios financieros, desde una perspectiva teórica y aplicada.

La segunda sección realiza un análisis teórico del impacto redistributivo del IVA financiero, y la tercera revisa la evidencia empírica del impacto de la estructura tributaria sobre la distribución de la renta. En la cuarta sección se especifica el modelo econométrico a estimar, en la quinta sección se estima dicho modelo y se discuten los resultados, y en la sexta sección se aportan las conclusiones del trabajo y algunas posibles medidas de política económica a la luz de los resultados obtenidos.

2. Análisis del impacto del IVA financiero sobre la redistribución

En esta sección queremos determinar, desde un punto de vista teórico, cuál puede ser el efecto de la introducción del IVA financiero sobre la distribución de la renta. Para que haya un efecto redistributivo positivo de la eliminación de los servicios financieros en el IVA se precisa que la propensión media al consumo de estos servicios crezca con la renta. Por lo tanto, es necesario conocer las teorías del ahorro y su relación con la renta.

Keynes (1936) formuló una teoría del ahorro en la que relacionaba el ahorro con la renta. Consideraba que la parte de la renta que se destinaba al consumo dependía de la propensión

marginal al consumo, mientras que el resto iba destinado al ahorro, por lo tanto, el ahorro depende de la renta. Así, a mayor renta, mayor ahorro, siendo la propensión media al ahorro creciente con la renta.

Otra teoría es la formulada por Modigliani y Brumberg (1954a, b) y Ando y Modigliani (1957, 1963), y conocida como hipótesis del ciclo vital. El individuo elige entre consumo y ahorro teniendo en cuenta la renta corriente, las rentas futuras, la riqueza acumulada y otros factores como la edad. La teoría de la hipótesis de la renta permanente fue elaborada por Friedman (1957). Esta teoría distingue entre los siguientes componentes de la renta: los permanentes, siendo el consumo permanente aquel que es compatible con el mantenimiento de la riqueza; y los transitorios, dedicados íntegramente al ahorro. De esta forma, de acuerdo con la teoría del ciclo vital, el ahorro permite a las familias la nivelación del consumo entre los años de trabajo (ahorrándose más) y los de la jubilación (ahorrándose menos o desahorrando); mientras que en la teoría de la renta permanente el papel del ahorro destaca en la nivelación del consumo entre los años buenos (ahorrándose más), y los malos (ahorrándose menos).

Una vez que conocemos las principales teorías del ahorro, vamos a analizar las principales características del IVA, para después relacionar ambos elementos y determinar cuál puede ser el efecto del IVA financiero sobre la distribución de la renta. El IVA es un impuesto que grava el consumo. El tipo general es proporcional respecto del consumo, pero la existencia de tipos diferenciados y exenciones puede alterar esta supuesta proporcionalidad. Se han realizado diferentes estudios para determinar si el IVA es progresivo, proporcional o regresivo. Destacan dos enfoques diferenciados para determinarlo, dependiendo de si se considera una perspectiva de corto o largo plazo. La perspectiva de corto plazo representa una foto fija de la situación, y utiliza la renta corriente como variable de medida, mientras que la perspectiva de largo plazo se basa en la teoría del ciclo vital, y suele utilizar el gasto o el consumo como variable de medida.

Mientras que el IVA es un impuesto muy regresivo si se mide en relación con la renta corriente (OCDE, 2014; Onrubia et al., 2014 y López Laborda et al., 2017), si se mide en relación con el consumo, resulta proporcional o incluso ligeramente progresivo (Decoster et al., 2010, IFS, 2011, OCDE, 2014, IAS et al. 2015, López Laborda et al., 2017). No obstante, los trabajos que han realizado un análisis de ciclo vital del IVA han concluido que este impuesto sigue siendo regresivo, aunque menos que si se adopta una perspectiva anual: por ejemplo, Levell et al. (2015) para el Reino Unido o Georges-Kot (2015) para Francia.

El IVA financiero es un impuesto sobre el consumo y, por lo tanto, repercute sobre los consumidores.¹ En consecuencia, para predecir teóricamente si este impuesto es progresivo o

¹ La incidencia del IVA es un asunto que aún no se ha resuelto definitivamente. Algunos autores encuentran que el traslado de una disminución del tipo del IVA en una disminución de los precios de los consumidores nunca se llega a realizar plenamente (European Commission, 2003; Benedek et al. 2015). Otros autores

regresivo habría que saber si los servicios financieros son un tipo de servicios consumidos en mayor medida por consumidores de renta alta o de renta baja. Hay estudios recientes que indican que los principales usuarios de los servicios financieros en los países desarrollados son las personas de renta alta. Anderson et al. (2004) señalan dos aspectos relevantes para nuestro análisis: en EE.UU., las personas con menos recursos tienen menos cuentas en el banco, entre otras razones, porque tienen menos dinero, porque sobrevaloran el coste de tener una cuenta o infravaloran los costes de otros servicios financieros alternativos, como los intercambios de dinero. Como indican Avery et al. (1997) y Anderson et al. (2004), en los EE.UU., las comunidades pobres sufren una falta de sucursales bancarias en la zona. Esta puede ser una de las causas de que se utilice menos este tipo de servicios en las zonas de los países desarrollados con menor renta. Además, estos consumidores son más susceptibles de prácticas abusivas a la hora de obtener préstamos, cargándoles con excesivos intereses que no pueden afrontar, además de no tener una adecuada formación en matemática financiera como para realizar los cálculos necesarios para solicitar un préstamo.

Para Holanda, Huizinga (2002) obtiene que el uso de depósitos bancarios como porcentaje de la riqueza disminuye conforme se incrementa la renta, y que el uso de préstamos hipotecarios como porcentaje de la riqueza aumenta con la renta. Sin embargo, también obtiene que los clientes más frecuentes de todos los servicios financieros analizados (cheques, cuentas de ahorro, hipotecas y préstamos personales) son personas de renta alta, confirmando lo afirmado previamente. De esta forma, como el IVA financiero se aplica habitualmente sobre los préstamos y depósitos, se podría considerar que grava más a los consumidores con renta más alta. También es cierto que, aunque sean las personas de renta alta las que más consumen este tipo de servicios, las personas de renta baja tienen que pagar unos intereses más altos por los préstamos e hipotecas, debido al riesgo de impago, lo que puede suponer que la introducción del impuesto en los servicios financieros no tenga un efecto tan positivo en la redistribución de la renta. Sin embargo, hay personas de renta baja que no reúnen las condiciones económicas necesarias para que les concedan un préstamo.

En España, Arce et al. (2013) muestran que, en los tiempos de bonanza (2006-2009), los percentiles de renta que más incrementaban la tasa de ahorro eran los más altos, mientras que los percentiles de menor renta apenas la incrementaban, o incluso llegaba a disminuir el ahorro en este periodo en la primera decila. En cambio, en los periodos de crisis (2009-2011), las decilas en las que más disminuía el ahorro eran las de menor renta, sin que se viera incrementado el ahorro en ninguna decila. El Banco de España (2014) señala que la riqueza neta aumenta en paralelo con la renta, de forma que las personas con renta más elevada tienen mayores posibilidades de ahorro. Además, con información del INE (2016) de la Encuesta de Presupuestos Familiares, se han recogido los datos del Cuadro 1.

encuentran una mayor traslación a los consumidores en los aumentos que en las reducciones de tipos del IVA (Benzarti et al. 2017).

Cuadro 1. Distribución porcentual del consumo de servicios de seguros sobre el total de consumo por grupos de renta entre 2007 y 2014

Servicios de seguros	Distribución porcentual							
	2014	2013	2012	2011	2010	2009	2008	2007
Total	3.57	3.53	3.55	3.41	3.28	3.33	3.09	2.99
Hasta 499 euros	2.98	3.03	2.77	2.66	2.59	2.85	2.6	2.52
De 500 a 999 euros	3.23	3.22	3.13	3.03	2.92	2.84	2.63	2.66
De 1.000 a 1.499 euros	3.49	3.52	3.47	3.34	3.19	3.23	2.98	2.91
De 1.500 a 1.999 euros	3.6	3.53	3.48	3.35	3.23	3.4	3.07	3.02
De 2.000 a 2.499 euros	3.73	3.59	3.69	3.57	3.41	3.38	3.18	3.1
De 2.500 a 2.999 euros	3.74	3.69	3.69	3.6	3.39	3.51	3.24	3
De 3.000 a 4.999 euros	3.65	3.61	3.8	3.55	3.41	3.46	3.24	3.13
5.000 euros o más	3.7	3.63	3.67	3.39	3.5	3.39	3.03	2.96

Fuente: INE (2016).

Se puede observar que, en el caso de los servicios de seguros (tipo específico de servicios financieros²), conforme aumenta la renta se incrementa ligeramente el consumo de este grupo de servicios, como podemos ver al incrementarse la distribución porcentual de consumo de servicios de seguros de la parte de población con menos renta (hasta 499 euros) a la población con más renta (5.000 euros o más) todos los años. Como conclusión de lo visto con anterioridad, se puede esperar que el IVA financiero reduzca la regresividad del IVA.

A partir de los supuestos y resultados anteriores, vamos a demostrar que el IVA financiero tiene un efecto positivo sobre la distribución de la renta, midiendo el efecto redistributivo por medio del índice de Reynolds-Smolensky. Para el conjunto del sistema fiscal, este índice, Π^{RS} , se puede desagregar en los siguientes términos (Lambert, 2001):

$$\Pi^{RS} = \frac{t}{1-t} \Pi^K - R \quad [1]$$

Donde Π^K es el índice de Kakwani de desviación de la proporcionalidad, t , el tipo efectivo medio calculado sobre la renta y R , el efecto reordenación, que podemos despreciar. Para medir la desviación de la proporcionalidad, hay que tener en cuenta, en primer lugar, que dentro del sistema fiscal hay impuestos progresivos (como el IRPF, el Impuesto sobre Sucesiones y Donaciones o el Impuesto sobre el Patrimonio), y regresivos (como el IVA o los Impuestos Especiales). Si consideramos la diferencia entre imposición progresiva y regresiva, podemos reescribir el índice de Reynolds Smolensky de la siguiente manera:

² A los datos para el consumo del resto de servicios financieros no se ha podido acceder debido al secreto estadístico que mantiene el INE.

$$\Pi^{RS} = \frac{1}{1-t_p-t_r} (t_p \Pi_p^K + t_r \Pi_r^K) \quad [2]$$

Donde p y r representan, respectivamente, impuestos progresivos y regresivos, y donde $\Pi^{RS} > 0$, $\Pi_p^K > 0, \Pi_r^K < 0$.

La eliminación de la exención de los servicios financieros en el IVA se puede interpretar como la introducción de un impuesto progresivo en un sistema fiscal redistributivo. En estas circunstancias, el IVA financiero aumenta el efecto redistributivo agregado del sistema fiscal (Ebert y Lambert, 1999).

Acabamos de considerar el caso general de gravamen de los servicios financieros dentro del IVA como cualquier otro servicio, pero hay que tener en cuenta también otros dos casos que se dan en la práctica internacional, y que los recogemos a continuación debido al efecto diferenciado que pueden producir sobre la redistribución de la renta. Se trata del método de “tipo cero” de IVA financiero y de los impuestos sobre servicios financieros separados del IVA.

Comenzamos analizando el caso del método de “tipo cero”. Al tratarse de un método que aplica un tipo impositivo igual a cero, pero permitiendo la completa deducción del IVA soportado de los inputs, se reduce la recaudación del impuesto, lo que, por (2), seguramente elevará el efecto redistributivo del sistema fiscal. Además, la deducción del IVA soportado impide la ruptura de la cadena del IVA que provoca la exención sin deducción plena. Este restablecimiento de la cadena del IVA y, por lo tanto, la eliminación del efecto cascada, permite evitar o disminuir la evasión fiscal y la economía sumergida, debido al control de las compras y ventas a través de las deducciones en la cadena de producción (Bird et al., 2005). Esta reducción de la economía sumergida disminuye la regresividad del impuesto. La evidencia empírica muestra que la equidad vertical disminuye en presencia de economía sumergida y fraude fiscal en el IVA. Esto se debe a que la evasión en el IVA suele afectar en mayor proporción a empresas y consumidores con mayor renta, incrementando su renta gracias al fraude en mayor medida que otros agentes de renta más baja (Nygård et al., 2016).

Por lo tanto, también cabría esperar un efecto positivo sobre la distribución de la renta del IVA financiero por medio del método de “tipo cero”.

También cabe esperar un efecto positivo sobre la distribución de la renta con la aplicación del método de los impuestos separados, aunque quizás menor que en el caso general. En este caso, el efecto positivo se deberá, nuevamente, a la aplicación de un tipo impositivo positivo, que afectará en mayor medida a consumidores de renta alta. Sin embargo, en este método se mantiene la ruptura en la cadena del IVA, al no poder las entidades financieras deducirse el IVA soportado de las compras, por ser un impuesto diferente al IVA. Esto mantiene una cierta ausencia de supervisión del fraude fiscal, que no contribuye a un mayor aumento de la equidad vertical.

En resumen, desde un punto de vista teórico, las diversas fórmulas de gravamen de los servicios financieros contribuyen a aumentar el efecto redistributivo del sistema fiscal. En las siguientes secciones trataremos de corroborar empíricamente este resultado.

3. Revisión de la literatura

En lo que conocemos, en la literatura no hay ningún estudio previo que analice con técnicas econométricas el impacto del gravamen de los servicios financieros sobre la redistribución de la renta. En cambio, sí que hay un trabajo que simula la eliminación de la exención de los servicios financieros en el IVA en un país donde todavía está en vigor la exención, y se analizan las consecuencias distributivas de esta reforma. Se trata de la simulación que Huizinga (2002) realiza utilizando datos de los hogares de Holanda en el año 1999, en la que estudia el efecto distributivo esperado de una hipotética reforma fiscal en la que los servicios financieros son gravados al tipo general del país.

En primer lugar, el autor realiza un razonamiento hipotético sobre el posible efecto distributivo de la reforma. Considera que esta reforma del IVA haría los servicios financieros más caros para los hogares, llevando a tipos de interés de los depósitos más bajos y a tipos de interés de los préstamos más altos. La reforma afectaría a hogares de diferente nivel de renta, con lo que, a diferencia de lo que hemos concluido en la sección precedente, el autor no ve claro *a priori* el impacto de la reforma sobre la distribución de la renta. En segundo lugar, Huizinga (2002) realiza una simulación estudiando la reducción de la renta después de la reforma para diferentes servicios financieros (cuentas corrientes, cuentas de ahorro, hipotecas y créditos personales) en relación a una población dividida por quintiles de renta, además de considerar el caso del 5% de la población con mayor renta del país. El porcentaje de reducción de la renta es similar para todos los quintiles. Los resultados obtenidos le permiten concluir que los hogares de renta alta y baja se verían afectados de manera aproximadamente proporcional por la eliminación de la exención de los servicios financieros en el IVA.

En un trabajo más amplio, dedicado a medir el efecto distributivo de los impuestos sobre el consumo en los países de la OCDE, este organismo obtiene que los casos de tipos reducidos y cero que no se aplican con finalidades redistributivas (como es el caso de los servicios financieros) benefician en mayor medida a las personas de renta alta, produciendo efectos regresivos (OCDE, 2014). A falta de más evidencia empírica directamente relacionada con el tema, a continuación, se revisan trabajos que analizan el impacto de la presencia o no del IVA sobre la recaudación (Keen y Lockwood 2010) y sobre la desigualdad (Alavuotunki y Pirttilä 2015).

Keen y Lockwood (2010) utilizan un panel de 143 países durante 25 años y estiman un modelo explicativo de la recaudación tributaria, en el que incluyen interacciones de la presencia del IVA con algunas variables explicativas. Obtienen significatividad y signo positivo en la interacción entre el

PIB per cápita y la presencia de IVA, debido a que los países con mayores niveles de renta hacen frente más fácilmente a los diferentes requerimientos administrativos y de cumplimiento del IVA. También obtienen significatividad en el coeficiente de la interacción entre la tasa de apertura comercial y la presencia del IVA, lo que significa que economías más abiertas se ven más beneficiadas con el IVA. El razonamiento sería el siguiente: la recaudación del IVA en la frontera llega a ser la mayor parte de la recaudación de IVA del país. Se espera, por lo tanto, *ceteris paribus*, que el IVA funcione mejor en economías más abiertas. Keen y Lockwood (2010) utilizan también las interacciones entre la variable representativa del peso de la agricultura y una dummy que representa si el país es un Estado federal o no, con respecto de la variable que refleja la presencia de IVA.

Alavuotunki y Pirttilä (2015) han estudiado los determinantes de la desigualdad de la renta y, en particular, cómo afecta la presencia del IVA al coeficiente de Gini. En concreto, estudian el impacto de las diferentes variables sobre el coeficiente de Gini para países desarrollados y en desarrollo, utilizando tanto el Gini medido por la renta disponible (neta de impuestos directos y transferencias) como por el consumo. Estos autores siguen a Keen y Lockwood (2010) e incluyen variables de control que explican los ingresos del gobierno, como el PIB per cápita, la proporción de la agricultura sobre el PIB y el porcentaje de la suma de exportaciones e importaciones sobre el PIB (grado de apertura comercial). Alavuotunki y Pirttilä (2015) también utilizan variables relacionadas con la demografía, como el tamaño del país medido a través de su población, además de otras que miden la presión externa a la que se ve sometido el país para incrementar el volumen de ingresos de su gobierno, medida a través de, por ejemplo, una variable dummy que toma el valor 1 si el país forma parte de programas del FMI para combatir la crisis o el valor 0 en caso contrario. Estas variables son una forma de captar los impactos de otras reformas contemporáneas realizadas a petición del FMI que podrían influir tanto en los ingresos como en la desigualdad. Los autores controlan a su vez los casos de Estados federales que están adoptando el IVA por medio de una variable dummy que indica la presencia de Estado federal.

Alavuotunki y Pirttilä (2015) añaden otras variables adicionales a las encontradas en la literatura, como el porcentaje de población urbana, para capturar el impacto de la urbanización en la desigualdad de la renta, y una variable que mide la profundidad del mercado financiero (cuasi-dinero sobre el total de PIB), para tener en cuenta los efectos del desarrollo financiero sobre el coeficiente de Gini. Milanovic (2005) y Batuo et al. (2010) encuentran una relación negativa entre la profundidad de los mercados financieros y la desigualdad. Por último, Alavuotunki y Pirttilä (2015) también incluyen la inversión extranjera directa (IED) como variable explicativa, para capturar la globalización financiera. Asteriou et al. (2014) sugieren que un alto porcentaje de IED implica un mayor coeficiente de Gini en la UE.

Siguiendo a Keen y Lockwood (2010), Alavuotunki y Pirttilä (2015) introducen, además de la presencia del IVA, la interacción de esta variable con las variables PIB per cápita y apertura comercial.

Respecto al impacto del IVA sobre la desigualdad, en las especificaciones que no utilizan los términos de interacción, el IVA no tiene ningún efecto directo significativo, o si acaso marginal, sobre el coeficiente de Gini. En todo caso, el efecto del IVA sobre el grado de desigualdad tiene un efecto positivo. Alavuotunki y Pirttilä (2015) encuentran que la interacción de la presencia de IVA con la tasa de apertura tiene un efecto negativo y significativo sobre la desigualdad, indicando que las reformas en el IVA implementadas en países con políticas de apertura comercial están relacionadas con niveles de desigualdad más bajos. Una interpretación de esto es que los impuestos fronterizos a los que sustituye el IVA son más regresivos que este. Mientras que el impacto directo del IVA sobre la desigualdad es positivo, la interacción entre los niveles de renta y el IVA tiene un efecto negativo en los países con menos renta.

Un tema del que sí que hay abundante evidencia es el estudio de cómo afecta la estructura impositiva o *tax-mix* (relación entre los impuestos indirectos e directos) a la redistribución. Recientemente, Weller (2007) utiliza datos de corte transversal de 1981 a 2002 para analizar el impacto de los impuestos progresivos sobre la economía de diversos países y encuentra un efecto positivo de la imposición progresiva sobre la distribución de la renta. Duncan y Peter (2008) estudian si la desigualdad de la renta está afectada por la progresividad estructural de los sistemas nacionales de impuestos sobre la renta para un conjunto de 143 países durante el periodo de 1981 a 2005 y encuentran que, mientras la progresividad reduce la desigualdad observada en la renta bruta y neta, tiene un impacto significativamente menor en la desigualdad medida por el índice de Gini basado en el consumo.

Martínez-Vázquez et al. (2011) estudian la importancia de la ratio de impuestos directos-indirectos (cociente de la recaudación de impuestos directos sobre la recaudación de los indirectos) como determinante de la desigualdad de la renta en un país. Para realizar este análisis estudian la evolución de la ratio media de impuestos directos sobre indirectos durante el periodo 1975-2005 para una muestra de 116 países desarrollados y en desarrollo. Estos autores afirman que es una suposición generalizada el pensar que una mayor equidad vertical y una distribución de la renta más igualitaria requieren de un sistema fiscal más progresivo, lo que significa que se necesitaría que los impuestos directos (de los cuales generalmente se espera que sean progresivos) fueran relativamente más importantes que los impuestos indirectos (de los que se espera habitualmente que sean regresivos o menos progresivos) en los sistemas fiscales.

Martínez-Vázquez et al. (2011) explican la desigualdad de la renta medida a través del coeficiente de Gini basado en diferentes conceptos de renta, incluyendo renta bruta, neta y consumo. Como variables explicativas, incluyen las siguientes: el coeficiente de Gini inicial, la ratio de impuestos

directos e indirectos, la recaudación total sobre el PIB, la tasa de crecimiento del PIB, el crédito privado como porcentaje del PIB, la participación de la fuerza de trabajo, la apertura (medida por medio de la ratio entre la suma de importaciones y exportaciones y el PIB), la ratio de dependencia, un indicador de origen legal y una variable dummy para indicar que el país pertenece a la UE 15. Este conjunto de variables, excepto la ratio de impuestos directos e indirectos, representa una especificación de consenso en la literatura empírica sobre distribución agregada de la renta. Los autores encuentran una potencial endogeneidad entre la desigualdad de la renta y la ratio impositiva (como sugieren Meltzer y Richard, 1981), y entre la desigualdad y la proporción de crédito privado sobre el PIB, solucionando ambas endogeneidades por medio de variables instrumentales. Utilizan el procedimiento de MCO en dos etapas con variables instrumentales.

Sus resultados sugieren que el efecto de la ratio impositiva depende del tamaño del sistema impositivo: en países con un sistema fiscal relativamente pequeño, la ratio impositiva tiende a tener un efecto positivo en la desigualdad de la renta, mientras que el efecto negativo (mayor igualdad) se incrementa con mayores sistemas impositivos. Para la muestra completa, la ratio impositiva tiene un efecto negativo en el coeficiente de Gini (reduciendo la desigualdad de la renta) en países con porcentajes de total de impuestos sobre el PIB superiores al 29%. El umbral es mayor en países desarrollados (34%); para el caso de los países en desarrollo no hay efecto estadísticamente significativo. Este último hecho se debe al escaso efecto de los sistemas impositivos en la distribución de la renta para países en desarrollo. Pero hay que destacar que, una vez que se controlan los efectos individuales no observados de los países por medio de la inclusión de dummies individuales de países, la importancia de la ratio impositiva en relación a la desigualdad de la renta tiende a desaparecer. Por último, Martínez-Vazquez et al. (2011) incluyen dummies indicando si se ha utilizado una medida del coeficiente de Gini basada en la renta bruta, neta, o el consumo, obteniendo una desigualdad de la renta menor en el caso de renta neta o consumo frente a renta bruta.

En cuanto a la tasa de crecimiento del PIB per cápita, los autores obtienen un coeficiente no significativo. Dowrick y Nguyen (1989) consideran que en los países de la OCDE se ha producido en los últimos años un *catching-up* o convergencia en términos de renta per cápita, de forma que los países más pobres han tenido un crecimiento mayor que los más ricos. Además, Barro (2000) explica la existencia de una curva de Kuznets (curva en forma de U invertida) en la relación entre desigualdad de la renta y PIB per cápita. De forma que, si consideramos que los países de la OCDE, que son países con una relativamente alta renta per cápita (por lo que estarían en la parte decreciente de la curva), tienen mayores tasas de crecimiento económico per cápita que los países de menor renta (debido al *catching-up*), entonces cabría esperar una relación positiva entre el índice de Gini y la tasa de crecimiento del PIB per cápita, de manera que, a mayor tasa de crecimiento económico, mayor desigualdad.

Para el resto de variables de control, los resultados siguen, en gran medida, la literatura empírica previa. Sala-i-Martin (1997) encuentra que un tamaño elevado del gobierno, medido por las transferencias sociales, reduce la desigualdad de la renta, mientras que Landau (1985), Peden y Bradley (1989), Fölster y Herekson (2001) sostienen que el gasto público son recursos distribuidos ineficientemente por medio de los grandes gobiernos, no teniendo el peso del gobierno ningún efecto, o si acaso negativo, sobre la desigualdad de la renta. Martínez-Vazquez et al. (2011) incluyen una variable que refleja la pertenencia a uno de los 15 antiguos países miembros de la UE, países que presentan unos mayores niveles de bienestar social, sin embargo, esta variable no es significativa. En cambio, la ratio de dependencia tiene un efecto positivo y altamente significativo sobre la desigualdad en los países desarrollados. A pesar de que los políticos consideran que un alto nivel de gasto en educación lleva a una disminución en la desigualdad de la renta, los análisis teóricos y empíricos no lo corroboran, como tampoco Martínez-Vazquez et al. (2011). Esto se debe a que se producen dos efectos de signo contrario. Por un lado, conforme se expande la educación, en un periodo inicial, la distribución de la renta se vuelve más desigual, ya que, al no estar todavía generalizada, la educación beneficia directamente solo a una minoría cuya educación le permite incrementar su renta. Este fenómeno es particularmente importante en países con bajos niveles de educación. Sin embargo, el segundo efecto lleva a que, conforme la población recibe más educación, los beneficios adicionales que corresponden a la educación generalmente se reduzcan, ya que la persona educada pierde su ventaja competitiva frente a otras personas que previamente no estaban escolarizadas y ahora sí que lo están, reduciéndose así la desigualdad de la renta.

Martínez-Vazquez et al. (2011), siguiendo a Beck et al. (2004), incluyen el nivel del coeficiente de Gini al principio del periodo como una de las variables explicativas que capturan las condiciones iniciales del país, obteniéndose un fuerte impacto positivo en la desigualdad, sobre todo en países en desarrollo. El coeficiente del nivel de desarrollo financiero toma un signo negativo y significativo, como se esperaba. Respecto a la evidencia en la literatura sobre el efecto de la apertura comercial sobre la desigualdad, no es concluyente. Barro (2000) encuentra una relación positiva entre ambas variables, Calderon y Chong (2001) y Dollar y Kray (2002) no encuentran ninguna relación significativa. Martínez-Vazquez et al. (2011) hallan un efecto positivo.

Otros autores también han tratado recientemente el impacto del *tax-mix* sobre la distribución, llegando a similares conclusiones que Martínez-Vazquez et al. (2011), destacando OCDE (2012) y Saint-Supéry et al. (2014).

4. Especificación

La contribución de este trabajo es contrastar los efectos del IVA financiero sobre la redistribución de la renta medida por el índice de Reynolds-Smolensky. Para ello, utilizaremos el modelo de datos de panel dinámico en dos etapas que sigue la metodología GMM. Hemos elegido este modelo por

considerar los efectos dinámicos que tiene la redistribución de la renta, partiendo de la hipótesis de que los datos del periodo pasado de la variable dependiente afectan al periodo actual, hipótesis que se podrá contrastar con la presencia de buenas propiedades en el modelo estimado y con la significatividad del coeficiente del retardo.

Se va a estimar un modelo econométrico de GMM en dos etapas para modelos dinámicos de datos de panel, técnica inicialmente planteada por Arellano y Bond (1991). En concreto, estimaremos modelos dinámicos utilizando el *System GMM* desarrollado por Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998). La formulación analítica se puede apreciar en la expresión siguiente:

$$RS_{it} = \gamma RS_{it-1} + T\beta_T + \mathbf{x}'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

Donde la variable RS refleja el nivel de redistribución de la renta del país, medido por el índice de Reynolds-Smolensky de redistribución de impuestos y transferencias, en porcentaje, RS_{it-1} es el primer retardo de la endógena y γ , su coeficiente, T es el vector de variables de interés (miden, alternativamente, el tipo impositivo que aplican los países con gravamen de los servicios financieros o la presencia de dichos impuestos), \mathbf{x}'_{it} , las restantes variables explicativas, β_T y β , los coeficientes, y ε_{it} , el residuo.

La variable dependiente es el índice de Reynolds-Smolensky, calculado como la diferencia entre el índice de Gini de la renta antes de impuestos y transferencias (es decir, la renta de mercado) y el índice de Gini de la renta después de impuestos y transferencias (la renta disponible), todo ello multiplicado por cien, para tener el dato en tanto por ciento.

Las variables de interés reflejan la aplicación del gravamen sobre los servicios financieros.

El método “deducción factura” es el que se utiliza generalmente en el IVA de los bienes y servicios no financieros. La dificultad de aplicación de este método a los servicios financieros ha llevado al desarrollo de métodos alternativos. Los principales métodos se recogen en el Cuadro 2. De forma resumida, son los siguientes³: el método del “tipo cero”, que consiste en establecer un tipo impositivo del 0% en las operaciones financieras, gracias a lo cual las entidades financieras pueden reclamar el IVA deducible; el método de “exención con deducción parcial en los inputs”, que consiste en una recuperación parcial del impuesto soportado por los inputs; el método de “gravamen de las comisiones”, que incluye el gravamen obligatorio de todas las cargas explícitas de las operaciones financieras; el método “opción a tributar”, en el que el país que lo aplica ofrece a las entidades financieras la posibilidad de gravar las operaciones financieras en el IVA o no; el método de “imposición del interés bruto”, en el que el IVA se impone al interés bruto de los préstamos; el

³ Véase López-Laborda y Peña (2017b) para un análisis más detallado de las diversas fórmulas y de su aplicación en la experiencia internacional. En López-Laborda y Peña (2018) se propone un nuevo método de gravamen de los servicios financieros en el IVA y se compara con los aplicados en la práctica internacional y con otras propuestas aún no llevadas a la práctica de ningún país.

método de “ingresos netos de operación”, que consiste en gravar la suma de los intereses netos más las comisiones y derechos obtenidos por otras actividades de la entidad; el método de “sustracción”, en el que cada entidad financiera calcula la diferencia entre los ingresos y las compras, siendo ambos tanto financieros como no financieros; el método de “impuestos separados”, que aplica un nuevo impuesto sobre las operaciones financieras diferenciado del IVA; el método de “adición”, que calcula el impuesto considerando la suma de salarios y beneficios empresariales como base imponible; y, por último, el *Financial Activities Tax* (impuesto sobre las actividades financieras), que consiste en tres versiones del mismo impuesto, diseñado para eliminar algunas distorsiones, y que se aplica por medio del método de adición.

Cuadro 2. Métodos de gravamen de los servicios financieros utilizados en la práctica internacional

	Método	Países donde se aplica
IVA financiero	Tipo cero	<i>Nueva Zelanda (desde 2005; sólo B2B), Quebec (hasta 2013)</i>
	Exención con deducción parcial en los inputs	<i>Australia (desde 2000), Singapur (desde 1994), Malasia (desde 2015)</i>
	Gravamen cargas explícitas	<i>Australia, Singapur, Sudáfrica (desde 1996), Malaysia, China (desde Mayo 2016), Filipinas (2003), Bélgica (1971-1977), Andorra (desde 2013), Ghana (desde 2015), México (desde 1980)</i>
	Opción a gravar	<i>Opción a gravar sólo comisiones: Bélgica (desde 1978), Lituania (desde Mayo 2004), Francia (desde 1979)</i>
		<i>Opción a gravar comisiones y márgenes: Austria (desde 1997 con carácter retroactivo), Estonia (desde 2002), Alemania (desde 1968)</i>
	Gravamen del interés bruto	<i>Argentina (desde 1992). Proxy gravado en el IVA: China, Filipinas</i>
	Tipos impositivos separados	
	Flujo de caja	
	Inversión del sujeto pasivo modificado	
	Método de sustracción	<i>Italia (desde 1998), propuesto en Japón para entrar en vigor en 1950, pero rechazado, también propuesto en Canadá en 1987, y en las Filipinas fue propuesto en 2000, pero abandonado antes de implementarlo</i>
	Ingresos netos de operación	<i>México (desde 1992)</i>
	Adición	<i>Quebec, Michigan (de 1976 a 2007), Francia (desde 1979), Israel (1976-1980)</i>
Facturación plena		
Otros impuestos	Impuestos separados	<i>Impuestos compensatorios (método de adición): Quebec, Israel (desde 1981), France (desde 1968), Dinamarca (desde 1988), Noruega (desde 2017); FAT (método de adición): Islandia; IRAP (método de sustracción); Italia; Recargo de equivalencia: Andorra (de junio de 2002 a 2013); Financial Services Tax (gravamen de comisiones): Eslovenia (desde marzo 2013); Proxy taxes (gravamen del interés bruto y de las comisiones): China (de 1994 a Mayo 2016), India (desde 1994, propuesto en el GST en 2016, pero postpuesto hasta 2017), Filipinas (desde 1946; excepto para el año 200, cuando fue gravado bajo el IVA), Taiwán (desde Abril 1986), Tailandia (desde 1992), Corea (desde 1982).</i>
	Impuesto sobre Actividades Financieras	<i>Islandia (desde 2012)</i>

Fuente: López-Laborda and Peña (2017b)

A partir de esa información, construiremos las dos siguientes variables. La primera es *tIVA_f*, que es el tipo impositivo del IVA financiero (en adelante, tipo financiero), basado en los datos recogidos en el Cuadro 2, y retardada un periodo. Esta variable representa el tipo impositivo aplicado en los países donde se ha eliminado la exención de los servicios financieros en el IVA, excluyendo los que

aplican el método de impuestos separados. De acuerdo con lo expuesto en la sección segunda del trabajo, esperamos un signo positivo del coeficiente de esta variable.

La segunda variable de interés es *tseparados*, que refleja el tipo impositivo de los impuestos separados del IVA, que se aplica en los países y periodos que se indican en el Cuadro 2, retardada también un periodo. Por los mismos motivos que para la variable anterior, el efecto esperado es positivo, pero, por las razones también explicadas en la sección segunda, se espera un efecto más reducido que aquella.

La anterior especificación de las variables objetivo no permite apreciar el impacto de métodos de gravamen como el “tipo cero” que, siendo formas de IVA financiero, no aparecen reflejadas en la variable *IVAf*, que solo incluye el tipo financiero y considera de la misma forma el método de tipo cero y la exención. Por ello, especificamos una variable que refleja la mera aplicación en un país del IVA financiero, *IVAf*, tomando el valor 1 si se aplica IVA financiero y 0 en otro caso. Esta variable se complementa con *separados*, que toma el valor 1 si se aplica un impuesto financiero diferente del IVA o 0 si no.

La especificación econométrica también incluye las principales variables explicativas de la redistribución de la renta sobre las que hay consenso académico. En primer lugar, destaca la interacción entre la presión fiscal y la ratio de impuestos directos e indirectos, retardada un periodo.⁴ Se basa en la interacción de dos variables: la variable *ratio*, obtenida como cociente entre la recaudación de los impuestos sobre la renta, utilidades y ganancias del capital (impuestos directos), y de los impuestos sobre bienes y servicios (indirectos); y la variable *recaudación*, que representa el porcentaje de recaudación impositiva sobre el total del PIB. Esta variable interactuada está representando, en alguna medida, los dos términos que intervienen en las expresiones (1) y (2) para determinar el índice de Reynolds-Smolensky. En efecto, por un lado, como los impuestos directos son más progresivos que los indirectos, el incremento de la ratio de impuestos directos sobre indirectos producirá un incremento en el término entre paréntesis en la expresión (2) (y un aumento del índice de progresividad en (1)). La razón reside en que el aumento de la ratio vendría provocado por un incremento en el tipo efectivo medio de los impuestos progresivos o por una disminución en el tipo de los impuestos regresivos. Como se aprecia en la expresión (2), el tipo medio efectivo de los impuestos está multiplicado por el índice de Kakwani de dichos impuestos. Como este indicador de progresividad tiene signo positivo para los impuestos progresivos, y negativo, para los regresivos, *ceteris paribus*, se produciría un incremento del efecto redistributivo del sistema fiscal.

Por otro lado, si se incrementa la presión fiscal, se incrementará el cociente de la expresión (1), lo que nuevamente producirá, *ceteris paribus*, un incremento en el índice de Reynolds-Smolensky. El efecto esperado de la variable interactuada *ratio*recaudación* es, por lo tanto, positivo.

⁴ El retardo de las variables impositivas se justifica en que la OCDE, a la hora de construir las variables de desigualdad a partir de las cuales especificamos la variable dependiente, utiliza datos de años anteriores.

Se incluye también en el modelo el crecimiento del PIB per cápita (Martínez-Vázquez et al. 2011), ya que, generalmente, cuando un país está creciendo de forma acelerada es porque están enriqueciéndose en mayor medida las personas con mayor renta. El logaritmo neperiano del PIB per cápita se mide con la variable *pib*, con efecto esperado negativo. Como una aproximación al efecto redistributivo asociado al gasto social, incorporamos la tasa de desempleo, representada por la variable *desempleo*. La presencia de mayores niveles de desempleo y, por ende, de los correspondientes subsidios, conducirá a unos mayores niveles de redistribución (Bradley et al., 2003)⁵. Por lo tanto, esperamos un signo positivo del coeficiente asociado a esta variable.

Incorporamos variables relacionadas con el desarrollo financiero y el origen legal e institucional, para tener en cuenta que un sistema financiero más eficiente lleva a una disminución de la desigualdad de la renta (Beck et al., 2004; Martínez-Vázquez et al., 2011). Las construimos de la siguiente forma: el crédito doméstico provisto por el sector financiero lo medimos con *crédito*, medido en forma de logaritmo neperiano y retardado un periodo para evitar los problemas de endogeneidad. La variable *lengua* es una proxy de calidad institucional y *origen legal* mide la presencia en el país de al menos una minoría significativa cuya lengua es una de las cinco lenguas más habladas en Europa (inglés, francés, alemán, español y ruso), siguiendo a López-Laborda y Peña (2017a). Esta variable no la retardamos, ya que Beck et al. (2004) y Martínez-Vázquez et al. (2011) utilizan una especificación similar como variable instrumental. Esperamos un efecto positivo de estas dos variables.

Partimos de un panel no balanceado con datos de 1974 a 2012 para 32 países de la OCDE que se pueden apreciar en el Cuadro 3. En el Cuadro 4 aparecen resumidos los signos esperados de las variables explicativas. Los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas se pueden apreciar en el Cuadro 5. El Cuadro 6 muestra la matriz de correlaciones de las variables independientes utilizadas. Como en la matriz de correlaciones del Cuadro 6 hay correlaciones entre 0.3 y 0.5, se ha aplicado un test conjunto de VIF a la regresión, y test individuales de VIF a los pares de variables cuya correlación era dudosa a la vista de la matriz. Todos los test de correlación se han superado con un VIF inferior a 2. Por lo tanto, no hay evidencia de multicolinealidad grave en las variables.

⁵ Se ha probado con otras variables relacionadas con el gasto social, como el total de gasto social público como porcentaje del PIB o la edad de dependencia como porcentaje de la población en edad de trabajar, pero han resultado ser no significativas.

Cuadro 3. Países de la OCDE de la muestra

Australia	España	Lituania
Alemania	Estados Unidos	Luxemburgo
Austria	Estonia	Noruega
Bélgica	Finlandia	Nueva Zelanda
Canadá	Francia	Países Bajos
Chequia	Grecia	Polonia
Chile	Irlanda	Portugal
Corea	Islandia	Reino Unido
Dinamarca	Israel	Suecia
Eslovaquia	Italia	Turquía
Eslovenia	Japón	

Cuadro 4. Signo esperado de las variables explicativas y de interés

Variable	Fuente	Signo	Referencias
<i>recaudación *ratio</i>	Banco Mundial	(+)	Martínez-Vázquez et al. (2011)
<i>pib</i>	Banco Mundial	(-)	Dowrick y Nguyen (1989) y Barro (2000)
<i>crédito</i>	Banco Mundial	(+)	Beck et al. (2004)
<i>desempleo</i>	Banco Mundial	(+)	Bradley et al. (2003)
<i>lengua</i>	Elaboración propia	(+)	Beck et al. (2004)
<i>iIVAf</i>	Elaboración propia	(+)	Los autores
<i>IVAf</i>	Elaboración propia	(+)	Los autores
<i>tseparados</i>	Elaboración propia	(+)	Los autores
<i>separados</i>	Elaboración propia	(+)	Los autores

Cuadro 5. Descriptivos de las variables utilizadas

Variable	Nº observaciones	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo	Coefficiente de asimetría	Curtosis
RS	316	16.2823	4.8277	2.4	28.1	-0.5649	3.5351
<i>recaudación *ratio</i>	460	25.0424	28.4772	2.3180	234.7305	4.2413	25.536
<i>pib</i>	1162	9.5020	0.9516	6.3781	11.6265	-0.5430	2.8715
<i>crédito</i>	1111	25.6192	2.1554	19.6926	31.2037	0.1167	2.8416
<i>desempleo</i>	704	7.90938	3.9693	1.5	25.2	1.2129	5.0365
<i>lengua</i>	1248	0.5313	0.4992	0	1	-0.1252	1.0157
<i>iIVAf</i>	1186	0.02291	0.0598	0	0.21	2.3289	6.6396
<i>IVAf</i>	1248	0.13869	0.34519	0	1	2.09039	5.376581
<i>tseparados</i>	1186	0.00988	0.0428	0	0.25	4.5765	23.0788
<i>separados</i>	1248	0.08333	0.2765	0	1	3.01511	10.09091

Cuadro 6. Matriz de correlaciones

	<i>recaudación *ratio</i>	<i>pib</i>	<i>crédito</i>	<i>desempleo</i>	<i>lengua</i>	<i>tIVAf</i>	<i>IVAf</i>	<i>tseparados</i>	<i>separados</i>
<i>recaudación *ratio</i>	1								
<i>pib</i>	-0.243	1							
<i>crédito</i>	0.1678	0.3039	1						
<i>desempleo</i>	-0.1966	0.5306	0.3389	1					
<i>lengua</i>	0.2757	-0.1356	-0.3803	-0.0171	1				
<i>tIVAf</i>	0.0093	0.4124	0.3299	0.4106	-0.0236	1			
<i>IVAf</i>	0.2699	-0.0636	0.0755	0.0217	-0.0404	0.4435	1		
<i>tseparados</i>	0.2054	0.0156	0.0754	0.0166	-0.0749	0.4726	0.9385	1	
<i>separados</i>	-0.0238	0.0505	0.1659	0.0068	-0.1352	0.1139	-0.1244	-0.1326	1

5. Estimación y discusión de los resultados

Se estima un modelo dinámico de panel por medio del método *System GMM* en dos etapas. Se ha añadido un único retardo, como suele incorporar la literatura. Después se aplican los test de Sargan y de Arellano y Bond y se obtienen buenas propiedades econométricas en ambos casos. Para conseguir robustez de los estimadores, se reestima el modelo por medio de estimadores robustos de Huber/White/Sandwich, mostrándose el modelo resultante en el Cuadro 7. Por último, se reestima el modelo por el método estático de efectos fijos, para obtener una aproximación del coeficiente de determinación mínimo que tendría el modelo dinámico robusto, y se obtiene un R^2 de 0,4753 para el modelo que incorpora las variables de tipo financiero (*tIVAf* y *tseparados*) y de 0,4906 para el modelo que incluye la simple presencia del IVA financiero (*IVAf* y *separados*).

Se puede observar cómo todas las variables que resultan significativas tienen el signo esperado. Obtenemos la significatividad de los coeficientes asociados a las variables *tIVAf* e *IVAf*, con un signo positivo, lo que significa que el incremento del tipo financiero y la presencia de IVA financiero producen un impacto positivo y estadísticamente significativo sobre la redistribución de la renta. En cuanto al impacto de la presencia y de los tipos impositivos de los impuestos separados, se aprecia un efecto no significativo sobre la variable dependiente. En la sección segunda, ya se predecía un efecto más reducido de esta fórmula que del IVA financiero, debido a que, al mantenerse la ruptura en la cadena del IVA, también persiste el riesgo de evasión, lo que impide una mayor reducción de la desigualdad de la renta.

El coeficiente de la variable de interacción entre las variables *ratio* y *recaudación* también es positivo y significativo, como se esperaba. Este resultado se interpreta, de acuerdo con la teoría, como que, para una determinada recaudación, una mayor progresividad aumenta el efecto redistributivo, y que, para una determinada progresividad, una mayor recaudación incrementa el impacto en la redistribución.

Cuadro 7. Modelo estimado por medio de estimadores robustos de Huber/White/Sandwich

Variable dependiente: <i>RS</i>	Modelo dinámico robusto (tipo financiero)		Modelo dinámico robusto (presencia IVA financiero)	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
RS (t-1)	0.7623***	0	0.76***	0
<i>recaudación *ratio</i>	0.0170*	0.057	0.0178**	0.046
<i>pib</i>	-0.2205	0.776	-0.1722	0.824
<i>credito</i>	0.1789	0.585	0.155	0.635
<i>desempleo</i>	0.1938***	0	0.1929***	0
<i>lengua</i>	-1.9795	0.463	-1.8317	0.479
<i>tIVAf</i>	28.8801**	0.017		
<i>IVAf</i>			6.506**	0.034
<i>tseparados</i>	-0.0799	0.997		
<i>separados</i>			-0.6367	0.467
Sargan	0.9989		0.9993	
AB	0.0198	0.3283	0.0152	0.316
Nº Observaciones	178		178	
Nº Instrumentos	46		46	

*, **, *** implican una significatividad superior al 90, 95, 99%, respectivamente.

Por último, se corrobora la significatividad del efecto positivo esperado para el coeficiente de la variable desempleo, ya que esta variable refleja el nivel de personas subsidiadas en el país, incrementándose la redistribución de la renta cuando el desempleo crece. El retardo de la variable dependiente tiene signo positivo y significativo, con lo que se puede afirmar que la redistribución del año anterior influye positiva y significativamente en la redistribución del año actual.

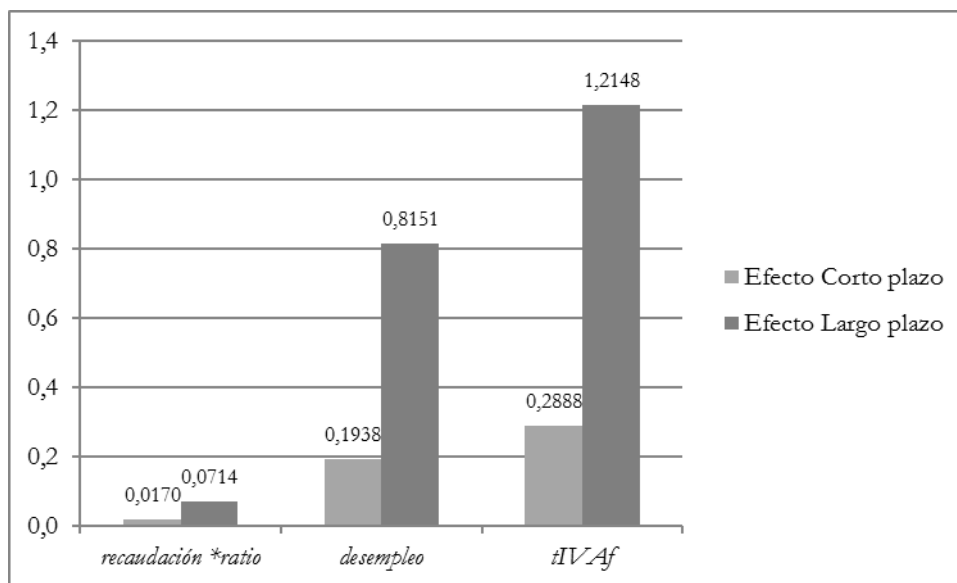
La figura 1 muestra gráficamente los impactos a corto plazo, *EC*, y a largo plazo, *EL*, de las variables independientes que han resultado significativas en el primero de los modelos presentados en el Cuadro 7.⁶ Los efectos a largo plazo se han calculado con la siguiente expresión:

$$EL = \frac{EC}{1-\gamma} \quad [4]$$

Se observa que el mayor impacto en términos absolutos lo produce el tipo financiero. Si incrementamos un 1% el tipo financiero del IVA, el efecto redistributivo aumenta en un 28,9% en el corto plazo, y en un 121,5% en el largo plazo. En el segundo modelo del Cuadro 7, la presencia de IVA financiero aumenta un 6,5% el efecto redistributivo en el corto plazo y un 27,11% en el largo plazo.

⁶ Para representar los efectos a corto y largo plazo, se ha utilizado la variable *tIVAf* especificada como porcentaje.

Figura 1. Efectos a corto y a largo plazo sobre la distribución de la renta



Fuente: elaboración propia.

Se ha estimado el primer modelo del Cuadro 7 utilizando GMM en diferencias, obteniendo resultados similares, destacando que se mantiene la significatividad y el signo de las variables *iVAf*, *recaudación*ratio* y *desempleo*. Las estimaciones realizadas permiten, por tanto, corroborar la hipótesis planteada de que la eliminación de la exención de los servicios financieros en el IVA produce un efecto positivo y significativo sobre la redistribución de la renta.

6. Conclusiones

En este trabajo se analizan, teórica y empíricamente, las consecuencias redistributivas de la eliminación de la exención de los servicios financieros en el IVA. Teóricamente, se obtiene que el IVA financiero reduce la regresividad del IVA y aumenta el efecto redistributivo agregado del sistema fiscal.

Empíricamente, se maneja un panel no balanceado de 32 países de la OCDE para el periodo comprendido entre 1974 y 2012 y se estima un modelo dinámico de datos de panel por medio de la técnica econométrica de *GMM System*. El modelo recoge las principales variables explicativas de la redistribución de la renta sobre las que hay consenso en la literatura hacendística, junto con otras interacciones necesarias para la correcta especificación del modelo. Además, se introducen nuestras variables de interés: la aplicación de IVA financiero y de los impuestos sobre los servicios financieros separados del IVA. Los modelos, con buenas propiedades econométricas, nos permiten corroborar la significatividad del impacto positivo del IVA financiero sobre la redistribución de la renta, medida por el índice de Reynolds-Smolensky, y apreciar la no significatividad del impacto de

los impuestos separados del IVA. De esta forma, gracias a la eliminación de la exención de los servicios financieros en el IVA, además de mejorar la eficiencia y recaudación del impuesto, se consigue un efecto colateral positivo para la economía y la sociedad. En concreto, aunque el IVA no es un instrumento útil para redistribuir la renta, el gravamen de los servicios financieros en el IVA hace a este impuesto menos regresivo y se consigue una mejora en la redistribución de la renta.

Referencias

- ALAVUOTUNKI, K. y PIRTILÄ, J. (2015): “The consequences of the value-added tax on inequality”, *UNU-WIDER Research Paper* No. 2015-111.
- ANDERSON, S. G., ZHAN, M., y SCOTT, J. (2004): “Targeting Financial Management Training at Low-Income Audiences”, *Journal of consumer affairs*, 38 (1): 167-177.
- ANDO, A. y MODIGLIANI, F. (1957): “Test of the life cycle hypothesis of savings: Comments and suggestions”, *Bulletin of the Oxford University Institute of Statistics*, núm. 19.
- ANDO, A. y MODIGLIANI, F. (1963): “The life-cycle hypothesis of saving. Aggregate implications and tests”, *American Economic Review*, núm. 53, pp. 55-84.
- ARCE, Ó., PRADES, E. y URTASUN, A. (2013): “La evolución del ahorro y del consumo de los hogares españoles durante la crisis”, *Boletín Económico*, (SEP).
- ARELLANO, M. y BOND, S. (1991): “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations,” *Review of Economic Studies* 58: 277–297.
- ARELLANO, M. y BOVER, O. (1995): “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models,” *Journal of Econometrics* 68: 29–51.
- ASTERIOU, D., DIMELIS, S., y MOUDATSOU, A. (2014): “Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries”, *Economic modelling*, 36: 592-599.
- AVERY, R. B., BOSTIC, R. W., CALEM, P. S., y CANNER, G. B. (1997): “Changes in the distribution of banking offices”, *Federal Reserve Bulletin*, 83: 707.
- AYALA, L. (2016): “La desigualdad en España: fuentes, tendencias y comparaciones internacionales” FEDEA, *Estudios sobre Economía Española*, (24).
- BANCO DE ESPAÑA (2014): «Encuesta Financiera de las Familias (EFF) 2011: métodos, resultados y cambios desde 2008», *Boletín Económico*.
- BARRO, R. J. (2000): “Inequality and Growth in a Panel of Countries”, *Journal of economic growth*, 5(1): 5-32.
- BATUO, M., GUIDI, F., y MLAMBO, K. (2010): “Financial development and income inequality: evidence from African countries”, *MPRA Working Paper* No. 25658.
- BECK, T., DEMIRGÜÇ-KUNT A., y LEVINE, R. (2004): “Finance, Inequality and Poverty: Cross country Evidence”, *World Bank Policy Research Working Paper* No. 3338.
- BENZARTI, Y., CARLONI, D., HARJU, J. y KOSONEN T. (2017): “What Goes Up May Not Come Down: Asymmetric Incidence of Value-Added Taxes,” *NBER Working Paper*, 23849.
- BIRD, R., MARTÍNEZ-VÁZQUEZ, J., y TORGLER, B. (2005): “Value-added taxes in developing and transitional countries: lessons and questions”, *ITP paper*, 505.
- BLUNDELL, R., y BOND, S. (1998): “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models,” *Journal of Econometrics*, 87: 115–143.
- BRADLEY, D., HUBER, E., MOLLER, S., NIELSEN, F., y STEPHENS, J. D. (2003): “Distribution and redistribution in postindustrial democracies”, *World Politics*, 55(2): 193-228.
- CALDERON, C. y CHONG, A. (2001): “External Sector and Income Inequality in Interdependent Economies using a Dynamic Panel Data Approach”, *Economic Letters*, 71(2): 225-31.

- DECOSTER, A., LOUGHREY, J., O'DONOGHUE, C., & VERWERFT, D. (2010): "How regressive are indirect taxes? A microsimulation analysis for five European countries", *Journal of Policy analysis and Management*, 29(2): 326-350.
- DOLLAR, D. y A. KRAY (2002), "Growth is Good for the Poor", *Journal of Economic Growth*, 7(3): 195-225.
- DOWRICK, S., y NGUYEN, D. T. (1989): "OECD comparative economic growth 1950-85: catch-up and convergence", *The American Economic Review*, 1010-1030.
- DUNCAN, D. y K. PETER, S. (2008): "Tax Progressivity and Income Inequality", *Andrew Young School of Policy Studies Research Paper Series* No. 08-26.
- EBERT, U. y LAMBERT, P. J. (1999): "Combined Income Taxes and Tax-Benefit Systems", *The Economic Record*, 75, 231: 397-404.
- FOLSTER, S. y HEREKSON, M. (2001): "Growth Effects of Government Expenditure and Taxation in Rich Countries", *European Economic Review*, 45(8): 1501-20.
- FRIEDMAN, M. (1957): "A Theory of the Consumption Function", *Princeton University Press*.
- GEORGES-KOT, S. (2015): "Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France", *Document de Travail*, G 2015/12, Direction des Études et Synthèses Économiques, Paris: Institut National de la Statistique et des Études Économiques. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1381136>
- HUIZINGA, H. (2002): "A European VAT on financial services?" *Economic Policy*, 17(35): 497-534.
- IAS, CPB, CAPP, CASE, CEPII, ETLA, IFO, IFS (2015): "A study on the economic effects of the current VAT rates structure", informe TAXUD/2012/DE/323 preparado para la Comisión Europea.
- IFS (2011): "Quantitative analysis of VAT rate structures" en IFS et al., *A retrospective evaluation of elements of the EU VAT system*, Informe preparado para la Comisión Europea.
- INE (2016): *Encuesta de Presupuestos Familiares*.
- JENKINS, G., KHADKA, R. (1998): "Tax reform in Singapore", *Development Discussion Paper* No. 644, Harvard Institute for International Development, Harvard University.
- KEEN, M., y LOCKWOOD, B. (2010): "The value added tax: Its causes and consequences", *Journal of Development Economics*, 92(2): 138-151.
- KEYNES, J. M. (1936): "The general theory of interest, employment and money", London: *Macmillan*.
- LAMBERT, P. (2001): "The Distribution and Redistribution of Income", *Manchester University Press*: Manchester.
- LANDAU, D. (1985): "Government Expenditure and Economic Growth in the Developed Countries: 1952-76", *Public Choice*, 47(3): 459-77.
- LEVELL, P., ROANTREE, B. y SHAW, J. (2015): "Redistribution from a Lifetime Perspective", *IFS Working Paper*, W 15/27, Londres: Institute for Fiscal Studies. <http://www.ifs.org.uk/uploads/publications/wps/WP201527.pdf>
- LÓPEZ LABORDA, J., MARÍN GONZÁLEZ, C. y ONRUBIA FERNÁNDEZ, J. (2017): Observatorio sobre el reparto de los impuestos entre los hogares españoles. Febrero 2017-Segundo Informe: Impuestos y prestaciones-2014 (No. eee2017-06). FEDEA.
- LÓPEZ-LABORDA, J., y PEÑA, G. (2017a): "Does financial VAT affect the size of the financial sector?" *Economics*, 11(7): 1-28.
- LÓPEZ-LABORDA, J., y PEÑA, G. (2017b): "International Practices of Financial VAT", *International VAT Monitor* (forthcoming).
- LÓPEZ-LABORDA, J., y PEÑA, G. (2018): "A New Method for Applying VAT to Financial Services", *National Tax Journal* (forthcoming).
- MARTINEZ-VAZQUEZ, J., VULOVIC, V. y LIU, Y. (2011): "Direct versus indirect taxation: Trends, theory and economic significance", en Albi, E. y Martínez –Vazquez (2011): *The Elgar Guide to Tax Systems*, Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- MELTZER, A. H. y RICHARD, S. F. (1981): "A Rational Theory of the Size of Government", *The Journal of Political Economy*, 89(5): 914-927.

- MILANOVIC, B. (2005): “Can we discern the effect of globalization on income distribution? Evidence from household surveys”, *The World Bank Economic Review*, 19(1): 21-44.
- MODIGLIANI, F. y BRUMBERG, R. (1954a): “Utility analysis and aggregate consumption functions: An attempt at integration”, en ABEL, A.: *The Collected Papers of Franco Modigliani*, vol. 2, MIT Press, Cambridge, 1980, pp. 128-197.
- MODIGLIANI, F. y BRUMBERG, R. (1954b): “Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data”, en ABEL, A.: *The Collected Papers of Franco Modigliani*, vol. 2, MIT Press, Cambridge, 1980, pp. 79-127.
- NYGARD, O. E., SLEMMOD, J. B., & THORESEN, T. O. (2016): “Distributional Implications of Joint Tax Evasion,” *CEifo Working Paper* No. 5915, Munich.
- OCDE (2012): “Income inequality and growth. The role of taxes and transfers”, Economic Department Policy note N° 9, January 2012, *OECD publishing*, Paris.
- OCDE (2014): “The distributional effects of consumption taxes in OECD countries”, Paris: OECD.
- ONRUBIA, J., PICOS-SÁNCHEZ, F. y DEL CARMEN RODADO, M. (2014): Rethinking the Pfähler–Lambert decomposition to analyse real-world personal income taxes, *International Tax and Public Finance*, 21(4): 796-812.
- PEDEN, E.A. y M.D. BRADLEY (1989): “Government Size, Productivity and Economic Growth: The Post-war Experience”, *Public Choice*, 61(3): 229-45.
- SAINT-SUPÉRY CEANO-VIVAS, M., RIVERA LIRIO, J. M., y MUÑOZ-TORRES, M. J. (2014): “The role of fiscal policy in the achievement of social cohesion. Tax mix and public social spending”, *mimeo*.
- SALA-I-MARTIN, X. (1997): “Transfers, Social Safety Nets and Economic Growth”, *IMF Staff Paper* No. 44(1): 81-102.
- WELLER, C. E. (2007): “The benefits of progressive taxation in economic development”, *Review of Radical Political Economy*, 39: 368-376.