

Condiciones financieras de las empresas e inversión en América Latina: factores determinantes y medición

*Óscar Carvalho Valencia
Jonathan Barboza Pineda
Ignacio Garrón Vedia*

Resumen

Para nuestra investigación, utilizamos una extensa base de datos de empresas no financieras de diez países latinoamericanos con el fin de evaluar los factores determinantes del apalancamiento y sus dinámicas. Los resultados parecen congruentes con los elementos de las teorías del intercambio (trade-off) y de la elección jerárquica (pecking order). Asimismo, los resultados de la regresión muestran costos de ajuste significativos. Conforme a nuestros resultados, el apalancamiento de una empresa se reduce de modo significativo cuando se prevén aumentos a las tasas de interés y ello ocasiona efectos que se retroalimentan. Observamos también que la reducción de los activos tangibles causa más volatilidad en las tasas de interés que pagan las compañías

Ó. Carvalho <ocarvalho@cemla.org>, subgerente de Investigación Financiera, autor para correspondencia; J. Barboza Pineda <jbarboza@cemla.org>, investigador, CEMLA; e I. Garrón Vedia <igarron@bcb.gob.bo>, economista, Banco Central de Bolivia. Los resultados de este estudio, sus interpretaciones y conclusiones son totalmente responsabilidad de los autores y no necesariamente reflejan la visión del CEMLA, sus miembros, o el Banco Central de Bolivia.

en el futuro. En esencia, cuando separamos las empresas por grado de apalancamiento, parece que tales efectos son más fuertes en aquellas más apalancadas. Dinámicamente, en el caso de las tasas al alza, al parecer hay un mayor riesgo asociado a un apalancamiento más elevado. Nuestros resultados muestran que este efecto se manifiesta en una volatilidad más alta de las tasas de interés y menores niveles de garantía, en una posible liquidación de activos y un desendeudamiento rápido. Los segmentos con más probabilidad de resultar afectados son las empresas medianas y grandes con elevados costos de liquidación e irrecuperables, en particular en el sector de servicios. Las empresas con operaciones en mercados con productos singulares también podrían verse afectadas. Los índices tradicionales de condiciones financieras basados en el mercado podrían complementarse con indicadores corporativos que subyacen en el papel de la garantía, los flujos de efectivo y el riesgo. Con base en tales hallazgos, proponemos y calculamos un índice de condiciones financieras corporativas para la región.

Palabras clave: financiamiento corporativo, empresas latinoamericanas, elección jerárquica, teoría del intercambio, insolvencia.

Clasificación JEL: G3, G30, G31.

Abstract

For our research, we used a large dataset of nonfinancial firms from ten Latin American countries to assess leverage determinants and their dynamics. The results seem to be consistent with elements of both the trade-off and pecking order views. Also, the regression results show the presence of significant adjustment costs. According to our results, a firm's leverage is significantly reduced in the face of rising interest rates, with feed-back effects. Furthermore, we observed that reducing tangible assets induces more volatility in the interest rates paid by firms in the future. Essentially, when we separate firms according to leverage level, it appears that these effects are stronger for the highly leveraged enterprises. Dynamically, in the case of increasing rates, there seems to be more risk associated with higher leverage. Our results show

that this effect is manifested in higher volatility of interest rates and reduced collateral levels, potential asset liquidation and rapid deleveraging. The segments most likely affected are medium size firms and large firms with high costs of liquidation and high sunk costs, especially in the service sector. Firms operating in markets with unique products would also suffer. Traditional market-based indexes of financial conditions could be complemented by corporate indicators underlying the role of collateral, cash flows, and risk. Based on these findings we propose and calculate an index of corporate financial conditions for the region.

Keywords: corporate finance; Latin American firms, pecking order, trade-off theory, financial distress.

JEL classification: G3, G30, G31.

1. INTRODUCCIÓN

Durante el último decenio, los patrones de la intermediación financiera han cambiado drásticamente en las economías emergentes. En primer lugar, ha ocurrido un cambio en las características de la intermediación financiera entre los bancos y el mercado, la fuente principal del fondeo corporativo. Este proceso inició tras la crisis financiera internacional y se dio en paralelo con un incremento de la liquidez en el mundo, producto de la política monetaria no ortodoxa en las economías avanzadas. Por otro lado, muchas economías emergentes cambiaron su fuente de fondeo por los depósitos corporativos (una forma menos estable de financiamiento, casi siempre mediante emisión de deuda), lo que se traduce en una relación estrecha entre el apalancamiento de las empresas no financieras y el financiamiento bancario.

La cantidad total de instrumentos de deuda ha registrado un crecimiento notable, en particular los que están en poder de no residentes. Al mismo tiempo, las economías emergentes se han integrado más en el plano financiero al resto del mundo, sobre todo en lo que concierne a los mercados internacionales

de deuda corporativa. Aunque este fenómeno pudiera parecer deseable, algunos observadores e investigadores del mercado han advertido acerca de posibles obstáculos durante el proceso de reversión en la política monetaria. Por ejemplo, el fácil acceso al financiamiento pudo haber distorsionado las decisiones corporativas sobre la inversión. Asimismo, pudiera darse una discordancia entre la moneda de denominación de los activos y los pasivos. Incluso si las empresas cuentan con cobertura por vía natural o financiera, tal vez sigan expuestas a los cambios en las condiciones financieras internacionales, directamente por choques de tasas de interés o indirectamente por la caída de los precios de productos básicos (Hattori y Takáts, 2015).

Por ejemplo, Fuertes y Serena (2014) analizaron las vulnerabilidades financieras posteriores a la crisis de 2,773 empresas no financieras emisoras de deuda en 36 economías emergentes (EE) entre 2000 y 2014, y no encontraron un empeoramiento drástico de los indicadores financieros en general. Sin embargo, sí encontraron preocupante que en ciertos segmentos hubiera empresas muy apalancadas, con poca rentabilidad promedio de los activos, bajos coeficientes de cobertura de intereses y poca liquidez. Estas tendencias son mundiales, y América Latina no es la excepción. En consecuencia, ahora tal vez es más elevada la exposición de esas empresas a algunos riesgos relacionados con la rentabilidad, el descalce entre las monedas de denominación de los activos y los pasivos, los refinanciamientos y las condiciones en los mercados internacionales.

Para analizar estas cuestiones, en este artículo modelamos los posibles factores determinantes de los coeficientes de apalancamiento de las empresas no financieras utilizando una base de datos por empresa en diez economías latinoamericanas y, posteriormente, evaluamos la influencia de los indicadores a nivel de empresa que reflejan las condiciones financieras del mercado. La investigación más a fondo de estos patrones mostró cómo puede contribuir este modelo a fundamentar la creación de índices de condiciones financieras con mayor frecuencia y mejor calibración, conformados por información financiera y no financiera. Después de este paso, evaluamos

los factores determinantes del apalancamiento en un modelo de datos de panel y estimamos los efectos más dinámicos que tienen las variables usadas para aproximar los factores financieros sobre el apalancamiento de una empresa utilizando un modelo de VAR con datos de panel (Abrigo y Love, 2016; Love y Zicchino, 2006).

En general, nuestros resultados mostraron que los factores determinantes del apalancamiento de las empresas no financieras latinoamericanas son estables entre países, en consonancia con la teoría estándar y otros estudios transversales sobre el tema. Nuestro método más dinámico nos proporcionó evidencia preliminar sobre interacciones significativas entre los factores fundamentales de la estructura de capital de las empresas no financieras y sus valores sustitutos de las condiciones financieras que son robustos. Estos nuevos resultados confirman que los indicadores de las empresas no financieras arrojan información útil para construir índices de condiciones financieras que sean más frecuentes y estén mejor calibrados.

Con este fin, calculamos un índice sencillo de condiciones financieras en el sector corporativo. Ampliamos nuestro análisis dinámico mediante la inclusión de la inversión como una variable endógena en nuestro modelo dinámico de datos de panel. En nuestro ejercicio implícitamente estuvieron representadas las variables financieras en cuanto a su contribución para crear impulsos de inversión real. Al considerar los factores fundamentales en la ecuación de inversión, utilizamos los coeficientes para las variables financieras, como ponderadores en la construcción de un índice de condiciones financieras corporativo.

El resto de este estudio está estructurado como sigue: en la sección 2 evaluamos las publicaciones relacionadas y presentamos nuestras hipótesis de investigación. En la sección 3 se explican los aspectos metodológicos del ejercicio empírico. La descripción de la base de datos se encuentra en la sección 4. Los resultados empíricos están incluidos en la sección 5, para el caso del modelo de panel de VAR con datos financieros, y en la sección 6, en el caso de nuestro modelo de panel para inversión. La sección 7 presenta la conclusión de la investigación.

2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

De acuerdo con Jensen y Meckling (1976), el comportamiento de una empresa debe verse como un rompecabezas de objetivos contrapuestos en equilibrio, cuyo resultado es un nexo complejo de relaciones contractuales. Los problemas de agencia son de suma importancia para esos equilibrios cuando predomina la asimetría de la información. Los factores determinantes no financieros de los coeficientes de endeudamiento se han modelado conforme a dos teorías dominantes: la del intercambio (*trade-off*) y la de la elección jerárquica (*pecking order*).

Conforme a la teoría del intercambio en su versión estática, el apalancamiento refleja un intercambio óptimo en un solo periodo entre los beneficios de escudos fiscales por endeudamiento y los costos fiscales de la insolvencia ocasionada por un coeficiente de endeudamiento excesivo (DeAngelo y Masulis, 1980; Bradley *et al.*, 1984). Por su parte, de acuerdo con la teoría del intercambio en su versión dinámica, las empresas ajustan dinámicamente sus objetivos, y, al hacerlo, incurren en costos de ajuste a corto plazo, conforme las desviaciones con respecto de los niveles objetivo de apalancamiento individuales van desapareciendo con el tiempo (Flannery y Rangan, 2006; Lemmon *et al.*, 2008; Frank y Goyal, 2007; Huang y Ritten, 2009).

Conforme a la hipótesis de elección jerárquica, los costos de emitir deuda o capital de riesgo sobrepasan a las fuerzas que determinan el apalancamiento óptimo en el modelo de la teoría del intercambio. Para minimizar los costos por información asimétrica y otros costos de financiamiento, las empresas ordenan jerárquicamente sus fuentes de fondeo: primero, financian la inversión con fondos propios (por ejemplo, las utilidades retenidas); luego, con deuda segura; después, con deuda riesgosa; y, por último, con capital (Myers, 1984; Myers y Majluf, 1984). En el cuadro 1 se resumen las implicaciones de diversas variables determinantes del apalancamiento, conforme a las dos teorías contrapuestas.

Una implicación muy importante de la elección jerárquica es que las empresas prefieren financiarse de fuentes internas más que externas. Respecto al financiamiento externo, las empresas preferirían financiarse con deuda que con capital. En este sentido, la variable “déficit de financiamiento interno” (DFI) es bastante relevante, pues indica las necesidades de financiamiento externo de la empresa. Por lo tanto, la mezcla equilibrada de financiamiento para cualquier empresa, en cualquier momento, dependería fundamentalmente de dónde se ubica la empresa en la jerarquía del financiamiento. Con lo anterior, las estimaciones transversales no podrían reflejar los patrones de fondeo óptimos. De hecho, encontramos evidencia que sugiere que el déficit de financiamiento interno es un factor determinante del apalancamiento para las firmas en la región. En la última sección, utilizamos estos resultados para proponer y calcular un índice de condiciones financieras para el sector empresarial en la región.

3. METODOLOGÍA

3.1 Desglose del modelo de coeficiente de endeudamiento

Tal como en otras publicaciones, utilizamos un modelo de ajuste parcial dinámico para registrar el costo de los ajustes y otros factores determinantes del apalancamiento. La introducción de un rezago de la variable dependiente entre las variables del lado derecho de la ecuación crea un problema de endogeneidad porque la variable dependiente rezagada pudiera estar correlacionada con el término de perturbación. Para solucionar este problema, Arellano y Bond (1991) crearon un estimador por el método generalizado de momentos (MGM) en diferencias para los coeficientes en la ecuación mencionada arriba, donde los niveles rezagados de las variables independientes son los instrumentos para la ecuación de primeras diferencias. Por otro lado, Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998) sugieren diferenciar los instrumentos en vez

FACTORES DETERMINANTES DEL APALANCAMIENTO CONFORME A LAS DOS HIPÓTESIS

<i>Variable</i>	<i>Teoría del intercambio</i>	<i>Teoría de la elección jerárquica</i>
Tasa impositiva	Dado que hay un escudo fiscal por endeudamiento, se espera una relación positiva entre la tasa impositiva empresarial y el apalancamiento (Fama y French, 2002).	
Otros escudos fiscales distintos del endeudamiento	Considerando que es un sustituto de los escudos fiscales por endeudamiento, hay una relación negativa entre los escudos fiscales distintos del endeudamiento y el apalancamiento (DeAngelo y Masulis, 1980).	
Rentabilidad	Dado que es más probable que las empresas muy rentables puedan pagar sus deudas, esto justifica una relación positiva entre la rentabilidad y el apalancamiento (Fama y French, 2002). Sin embargo, en un modelo dinámico, la rentabilidad podría representar las oportunidades de crecimiento, por lo que en este contexto la relación es ambigua.	Dado que las empresas podrían verse limitadas debido a problemas de información asimétrica y, por ende, elegir jerárquicamente las fuentes de financiamiento, dando preferencia a las utilidades retenidas, hay una relación negativa entre la rentabilidad y el apalancamiento.
Oportunidades de crecimiento	Dado que las empresas que esperan buenas oportunidades de crecimiento tienen más probabilidades de estar más expuestas a la quiebra y los costos de agencia (y, por lo tanto, tal vez no utilicen grandes cantidades de deuda), existe una relación negativa entre las oportunidades de crecimiento y el apalancamiento (Myers, 1977, 1984; Rajan y Zingales, 1995).	Las empresas con buenas oportunidades de crecimiento deben emprender grandes proyectos de inversión, por lo que su necesidad de financiamiento es más elevada. Cuando agotan los fondos propios, las empresas prefieren financiarse con deuda más que con capital. Por lo tanto, se pronostica una relación positiva entre las oportunidades de crecimiento y el apalancamiento (Shyam-Sunder y Myers, 1999; Ramalho y Silva, 2009).

<p>Valor de la garantía (activos fijos tangibles o intangibles)</p>	<p>Los activos tangibles pueden utilizarse como garantía en caso de quiebra. Por tal motivo, las empresas con activos tangibles tienden a obtener financiamiento externo más fácilmente. En consecuencia, hay una relación positiva esperada entre la tangibilidad y el apalancamiento (Titman y Wessels, 1988; Michaelas <i>et al.</i>, 1999).</p>	<p>Por un lado, los activos tangibles/intangibles pueden utilizarse como garantía, lo que puede ayudar a disminuir los problemas de información asimétrica entre administradores y acreedores (Michaelas <i>et al.</i>, 1999; Sogorb-Mira, 2005). Por el otro lado, Harris y Raviv (1991) argumentan que esto ayuda a que el capital sea menos costoso. Entonces, la relación entre la tangibilidad y el apalancamiento es ambigua.</p>
<p>Tamaño</p>	<p>Las empresas más grandes tienden a incrementar su apalancamiento y a aprovechar los escudos fiscales por endeudamiento (Smith y Stulz, 1985), lo que vuelve más improbable una quiebra (Titman y Wessels, 1988).</p>	<p>Por un lado, como las empresas más grandes tienden a acumular las utilidades retenidas, el endeudamiento se vuelve menos necesario (López-García y Sogorb-Mira, 2008). Por el otro lado, las empresas más grandes tienden a tener menos problemas con la información asimétrica y pueden obtener financiamiento externo en condiciones más favorables (Myers, 1984). Así, la relación entre tamaño y apalancamiento es ambigua.</p>
<p>Antigüedad</p>	<p>Las empresas con más años y mejor reputación tienden a tener costos de financiamiento externo más bajos. Entonces, hay una relación positiva entre la antigüedad y la deuda (Ramalho y Silva, 2009).</p>	<p>Las empresas con más años y mejor reputación tienden a estar en mejor capacidad de retener y acumular ganancias. Con base en lo anterior, se espera una relación negativa entre la antigüedad y el apalancamiento (La Rocca <i>et al.</i>, 2011).</p>
<p>Regresión a la media</p>	<p>Existe un coeficiente de apalancamiento óptimo, en el que los beneficios del escudo fiscal son comparables a los costos de una insolvencia. Cada vez que las empresas se desvían de su coeficiente óptimo, la presencia de costos de ajuste les impide ajustarse totalmente a ese coeficiente. Por lo tanto, ajustan a corto plazo y parcialmente el apalancamiento con miras a acercarse al coeficiente óptimo (López-García y Sogorb-Mira, 2008).</p>	<p>Las empresas con más años y mejor reputación tienden a estar en mejor capacidad de retener y acumular ganancias. Con base en lo anterior, se espera una relación negativa entre la antigüedad y el apalancamiento (La Rocca <i>et al.</i>, 2011).</p>

Cuadro 1 (cont.)

FACTORES DETERMINANTES DEL APALANCAMIENTO CONFORME A LAS DOS TEORÍAS

<i>Variable</i>	<i>Teoría del intercambio</i>	<i>Teoría de elección jerárquica</i>
Déficit de financiamiento interno		Las empresas con elevado déficit de financiamiento interno tienden a valerse más de la emisión de deuda para financiar sus proyectos de inversión. Por lo tanto, se presenta una relación positiva entre el déficit de financiamiento interno y el apalancamiento.
Volatilidad de las ganancias	Respecto a los valores paramétricos razonables, Bradley <i>et al.</i> (1984) señalan que el apalancamiento óptimo de una empresa es una función decreciente de la volatilidad de sus ganancias.	Cuando los flujos netos de efectivo son bajos, es más probable que las empresas con flujos netos de efectivo más volátiles paguen menos dividendos y tengan un menor apalancamiento (Fama y French, 2002).
Singularidad	Los clientes, trabajadores y proveedores de las empresas que producen productos únicos o especializados probablemente sufren de costos relativamente elevados (impuestos por la empresa) en caso de una liquidación. Este atributo tal vez está relacionado negativamente con la deuda observada, dada su correlación con los escudos fiscales por medios distintos del endeudamiento y con las garantías.	
Clasificación del sector	Las empresas que fabrican maquinaria y equipo deberían financiarse relativamente menos, dado que la liquidación les resulta relativamente costosa.	

Fuentes: Titman y Wessels (1988), Frank y Goyal (2007, 2008), y Serrasqueiro y Caetano (2015).

de las variables independientes con el fin de volverlos exógenos a los efectos fijos. Esto lleva a las diferencias entre el MGM y el estimador MGM para sistemas, que es una estimación conjunta de la ecuación en niveles y en primeras diferencias. Por tanto, usamos estimadores MGM para sistemas de dos etapas, con el error estándar corregido de Windmeijer (2005).

3.2 Análisis de cómo influyen las condiciones financieras en el modelo de coeficientes de endeudamiento

Además, considerando los resultados del modelo con ajuste parcial anterior examinamos el efecto de las condiciones financieras sobre los coeficientes de apalancamiento de equilibrio en un marco más dinámico. Este método trata todas las variables como endógenas (VAR) e incorpora al conjunto de datos la heterogeneidad individual no observada. Así, se presentan los resultados de las estimaciones del panel VAR y las funciones de respuesta al impulso correspondientes.

Con base en la metodología del MGM para sistemas de variables instrumentales sugerido por Love y Zicchino (2006) y Abrigo y Love (2015), estimamos un panel VAR de primer orden como sigue:

$$Y_{it} = \Theta_1 Y_{it-1} + d_i^F + d_{c,t}^C + e_{it},$$

donde, Y_{it} y Y_{it-1} son vectores (5×1) de variables (rentabilidad, tangibilidad, apalancamiento, escudo fiscal y un indicador sustituto de las condiciones financieras) de la empresa i , en un momento t y $t-1$, respectivamente; θ es la matriz (5×5) de coeficientes que son homogéneos para todas las empresas; f_i , denota los efectos fijos por empresa y $d_{c,t}$ son los efectos por país que son homogéneos para cada empresa en un país c en un periodo t . Finalmente, e_{it} , es el vector de distorsiones de ruido blanco respectivo.

Al eliminar f_i mediante diferenciación crearíamos correlación entre las variables dependientes rezagadas, generando sesgos en los estimadores. Asimismo, la especificación incluye los efectos por país d_{ct} para considerar los choques macro específicos por país que tienen efecto sobre todas las empresas en el país c en un mismo periodo, lo cual, a su vez, podría crear sesgos de los estimadores. Así, siguiendo a Love y Zicchino (2006), realizamos una doble estandarización de las variables utilizadas en el panel VAR para eliminar los términos los efectos de f_i y de d_{ct} . Primero, con respecto a los efectos por país, restamos las medias de cada variable para cada país y año. Luego, aplicamos el procedimiento de Helmert a cada variable para una diferenciación de la media adelantada (Arellano y Bover, 1995). Este método remueve las medias de todas las observaciones futuras disponibles de los regresores, de manera que la ortogonalidad se preserve entre las variables transformadas y los regresores rezagados.

Del mismo modo, siguiendo a Abrigo y Love (2016), aplicamos una prueba de la causalidad de Granger para cada ecuación del panel VAR, con el fin de verificar el orden empírico del VAR. Como en los modelos VAR estándar, verificamos la presencia de autovalores fuera del círculo unitario con el fin de evaluar la estabilidad del sistema del panel VAR. Además, mostramos las funciones de respuesta al impulso de Cholesky y las descomposiciones de la varianza del error de pronóstico. Luego, utilizamos la evidencia de la prueba de causalidad de Granger-Wald para realizar el ordenamiento de las variables en las descomposiciones de Cholesky. Los intervalos de confianza para los ejercicios de respuesta al impulso se generaron mediante una simulación de Monte Carlo de $\hat{\theta}$ y su correspondiente matriz de varianza-covarianza estimada. Presentamos intervalos de confianza al 90% con 1,000 repeticiones. Por último, para la construcción de un índice de condiciones financieras en la última sección de este estudio, ampliamos nuestro

modelo de panel con el fin de incorporar las dinámicas de la inversión y el papel de las condiciones financieras.¹

4. DATOS

Los datos que utilizamos en este estudio provinieron de la base de datos sobre empresas proporcionado por Orbis Bureau van Dijk para diez países latinoamericanos: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú, Uruguay y Venezuela. Después de limpiar los datos de valores inusitados o incongruentes se obtiene la información sobre el balance general de 10,005 empresas en 17 sectores económicos entre 2006 y 2015. Después, agrupamos esos sectores en manufacturas, servicios, sector primario, servicios básicos y sector público.² Contamos, en promedio, con aproximadamente 2.03 años de observaciones de cada una de las 10,005 empresas (20,315 observaciones). La gráfica 1 muestra las distribuciones del apalancamiento para los 17 sectores representados en nuestra muestra. Es de destacar que, como se refleja en nuestros resultados, los patrones sectoriales son un factor determinante evidente del apalancamiento. Para el ejercicio con el VAR de datos, se utiliza un subconjunto de datos que abarca 1,939 empresas con información para un periodo promedio es de 5.92 años. Dependiendo de las variables utilizadas en la regresión, el número de observaciones podría reducirse. Los cuadros A.1 y A.2 en el anexo A muestran las medidas estadísticas de la muestra.

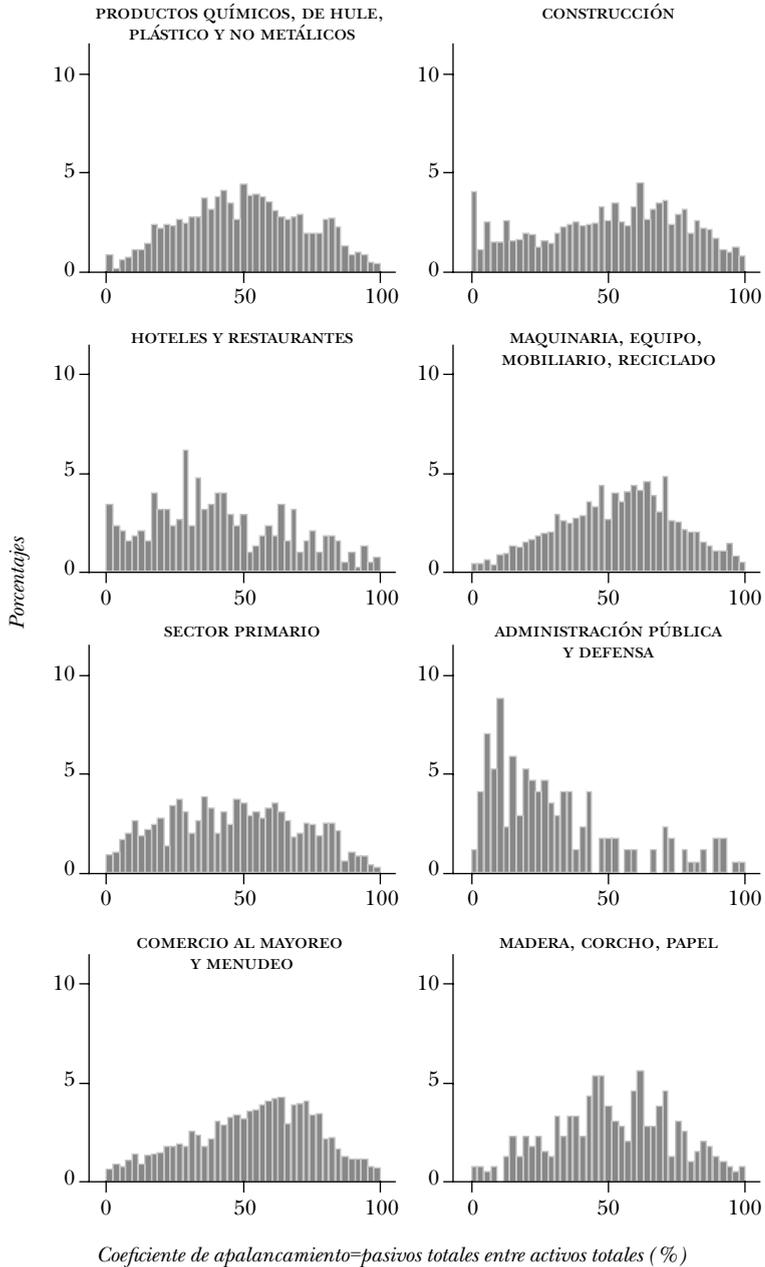
¹ Todos los cálculos se realizaron con los siguientes comandos creados por usuarios de Stata que desarrollaron Abrigo y Love (2015): *pvar*, *pvarsoc*, *pvargranger*, *pvarirf* y *pufeved*.

² En los cuadros solamente mostramos los resultados para los sectores de manufactura, servicios y primario, el grueso de nuestra muestra.

Gráfica 1

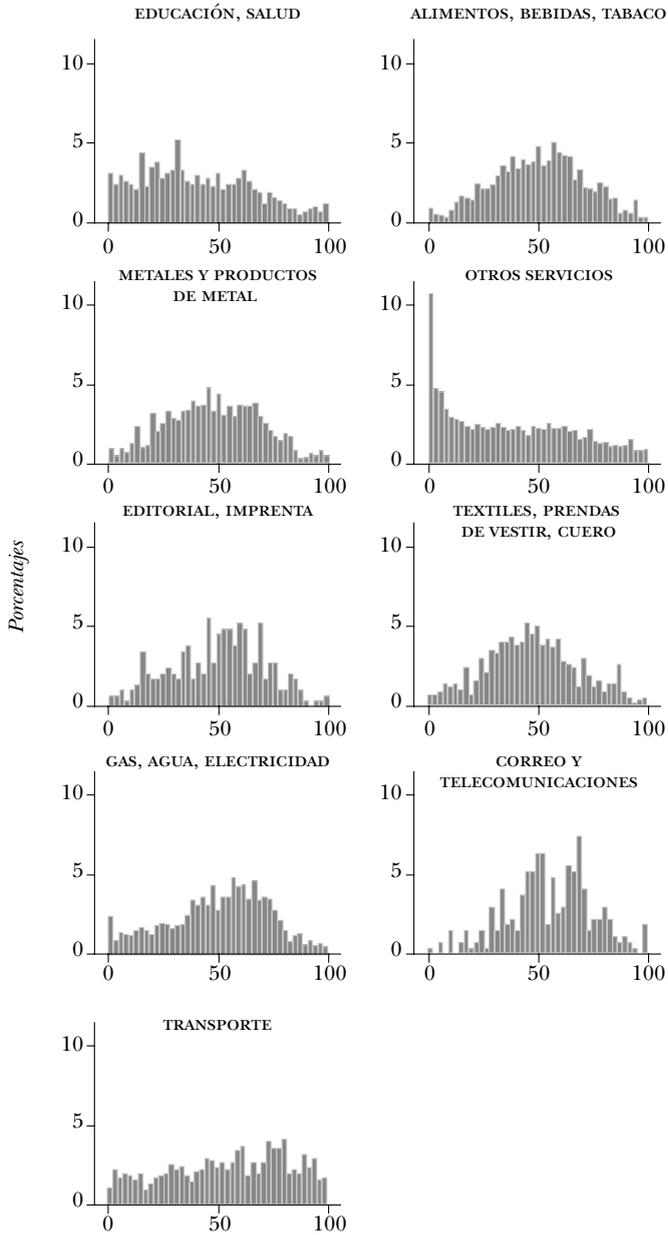
DISTRIBUCIONES DE APALANCAMIENTO POR SECTORES

Muestra general, 2006-2015



DISTRIBUCIÓN DEL APALANCAMIENTO POR SECTORES

Muestra general, 2006-2015



Coefficiente de apalancamiento = pasivos totales entre activos totales (%)

5. RESULTADOS

Los cuadros B.1 y B.2³ muestran los resultados de la estimación del MGM para sistemas de Blundell-Bond para los factores determinantes del apalancamiento en los sectores manufacturero, de servicios y primario.⁴ De manera similar a otros estudios sobre finanzas corporativas, los resultados obtenidos parecen ser congruentes con los elementos de las dos teorías principales (Rajan y Zingales, 1995). Los resultados de la regresión muestran la presencia de costos de ajuste significativos. La velocidad de ajuste de las empresas disminuye en la medida que tienen niveles objetivo no observables. Esto sería congruente con la teoría del intercambio dinámico. Cierta evidencia adicional que sustenta la teoría del intercambio la proporcionan los resultados de la variable de escudo fiscal, que está correlacionada positivamente con el apalancamiento.

Para las empresas de manufactura y las de servicios, el coeficiente de activos tangibles a activos totales está correlacionado negativamente con el apalancamiento. Asimismo, se encontró que los activos tangibles se encuentran correlacionados con las oportunidades de crecimiento.

Por otro lado, estos activos pueden utilizarse como garantía. Así que esta evidencia parece sustentar tanto la hipótesis del intercambio como la de elección jerárquica. Asimismo, nuestros resultados sugieren que las empresas medianas de manufacturera y de servicios tienden a encontrarse mucho más apalancadas que las empresas pequeñas, mientras que las empresas grandes y muy grandes en el sector de servicios se encuentran mucho más apalancadas que sus contrapartes en el grupo de empresas medianas (ver el anexo A.3 para una descripción de las variables). Esto concuerda con la teoría del intercambio

³ En lo sucesivo, los cuadros estadísticos que no se encuentran en el texto principal están disponibles en el anexo B.

⁴ En el cuadro B.2 utilizamos la rentabilidad promedio del activo (ROAA) como medida de los efectos del flujo de efectivo, en vez de nuestra variable de déficit de financiamiento interno (DFI).

y con Myers (1984). Respecto al indicador de singularidad,⁵ encontramos que afecta positiva y significativamente el grado de apalancamiento sólo en el caso de las empresas en los sectores primario y de servicios, lo que es contrario a la teoría del intercambio. La singularidad, como señalan Gilchrist *et al.* (2015), es crítica para entender la capacidad de una empresa para subir sus precios; por lo tanto, está relacionada con la insolvencia durante los episodios de choques agregados. Las empresas que producen productos únicos son más vulnerables a los choques de tasas de interés cuando están muy apalancadas, dado que tienden a gozar de menos flexibilidad para subir sus precios.

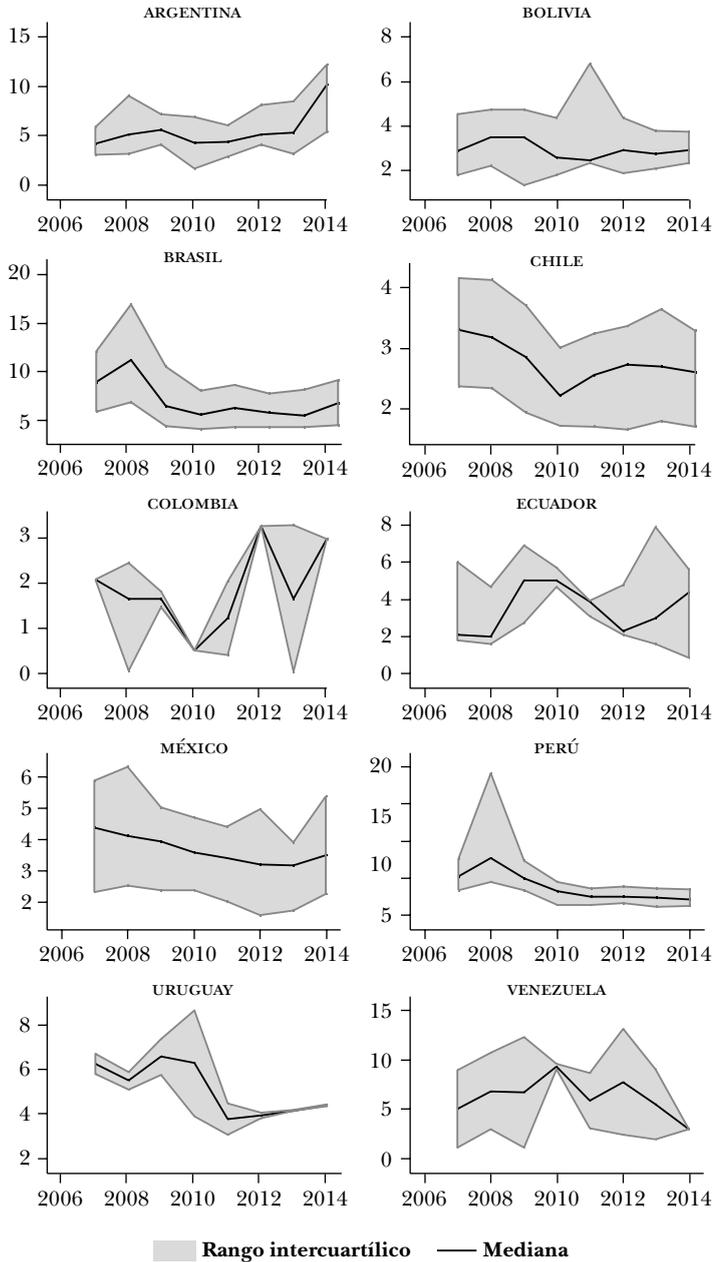
Las estimaciones de tres variables son bastante congruentes con la hipótesis de elección jerárquica: el déficit de financiamiento interno, nuestra variable ficticia que es igual a uno si las empresas están enlistadas en el mercado de valores o cero en caso contrario, y la variable de rentabilidad (o rentabilidad promedio de los activos, ROAA). El apalancamiento es más elevado para las empresas con un déficit de financiamiento interno más elevado. Por una parte, las empresas que cotizan en bolsa o aquellas con una rentabilidad más elevada tienen coeficientes de apalancamiento más bajos, así como las empresas más pequeñas, por lo que también son congruentes con esta hipótesis.

Para examinar la posibilidad de endogeneidad múltiple de los regresores, nuestra estrategia empírica también incluye la estimación de paneles VAR y de funciones de respuesta

⁵ La singularidad, medida como costo de los bienes vendidos a ingreso operativo, está relacionada con el grado en el que el mercado para un bien depende de retener una base de clientes significativa. En ese sentido, las empresas asignan recursos de comercialización y ventas para transmitir la naturaleza especial y única de su producto. Por lo anterior, la base de clientes se convierte en un activo valioso en este tipo de mercados y la competencia de precios desempeña un papel secundario.

Gráfica 2

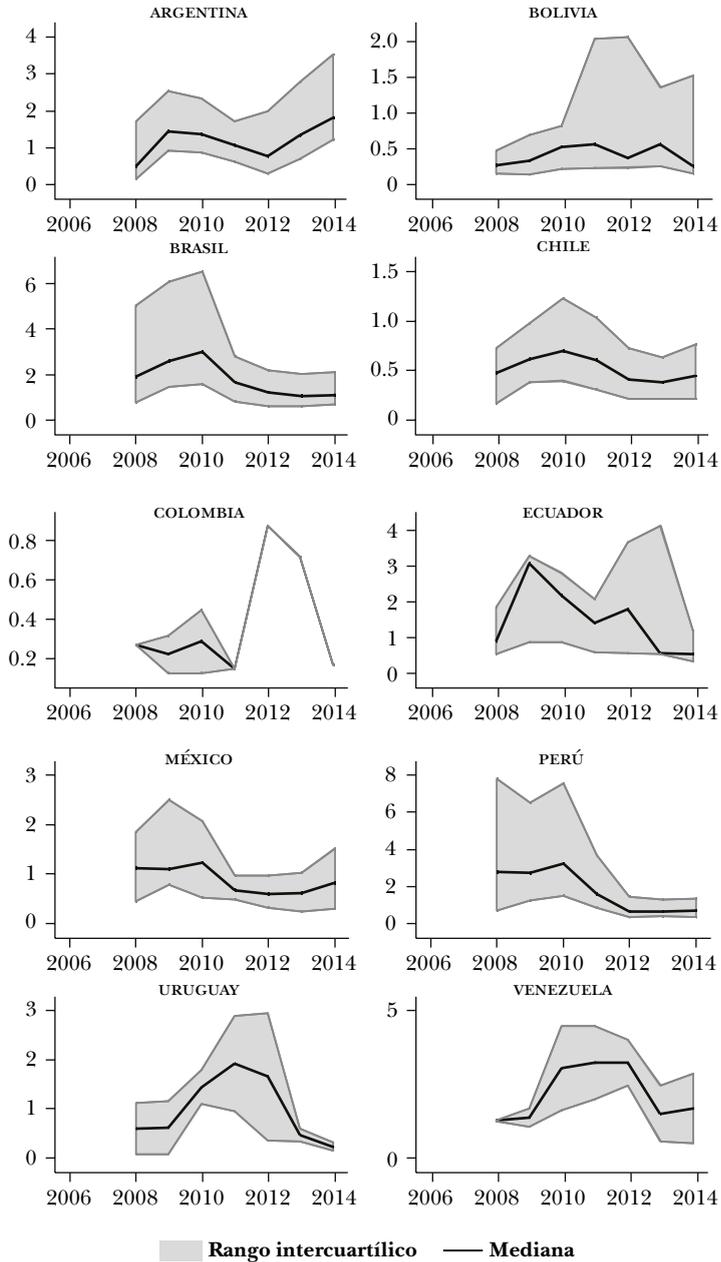
EVOLUCIÓN DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
PROMEDIO Y ENTRE CUARTILES, POR PAÍS



Gráfica 3

VOLATILIDAD PROMEDIO Y ENTRE CUARTILES

Desviación estándar móvil de tres años de la tasa de interés implícita



al impulso para una submuestra de empresas con series de tiempo de mayor extensión.

En este sentido, en la medida de lo posible reproducimos las especificaciones previas, tomando en cuenta las condiciones de estabilidad del panel VAR. Luego, aumentamos las regresiones en dos variables para mostrar los efectos de las condiciones financieras en cada empresa. En un caso, incluimos la tasa de interés implícita del año previo pagada sobre los pasivos. En el otro caso, calculamos la desviación estándar móvil de dicha tasa para una media móvil de tres años. Las gráficas 2 y 3 muestran la evolución de la mediana y los rangos intercuartílicos para las tasas de interés implícitas y su desviación estándar para los diez países analizados. La mayoría de ellos han experimentado episodios de alta volatilidad y niveles elevados de tasas de interés, sobre todo justo después de la crisis financiera internacional.

El cuadro 2 muestra los resultados del panel VAR para la variable de tasa de interés. En el cuadro 3 y la gráfica 4 se muestran la descomposición de la varianza y las respuestas al impulso correspondientes. Nuestros resultados sugieren la presencia de causalidad bidireccional entre las tasas de interés y el apalancamiento. Las tasas de interés del año previo reducen el apalancamiento en un momento t , mientras que un aumento en el apalancamiento del año previo reduce la tasa futura cobrada sobre los pasivos de una empresa. Las funciones de respuesta al impulso muestran que un choque que aumenta el apalancamiento tienden a tener efectos negativos y significativos sobre la tasa de interés futura durante cerca de cuatro años, mientras que un choque que aumenta la tasa de interés implícita tiene efectos negativos y significativos sobre el apalancamiento durante cerca de cinco años (gráfica 4).

Cuando se incluye la volatilidad (desviación estándar) de la tasa de interés implícita como un componente endógeno del panel VAR (cuadro 4), encontramos que las empresas con mayores garantías (activos tangibles) se enfrentan con una volatilidad de la tasa de interés más baja. Asimismo, con esta

Cuadro 2

**AUTORREGRESIÓN VECTORIAL CON DATOS
DE PANEL (ESTIMACIÓN DEL MGM) PARA LOS FACTORES
DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO
Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA PREVIA COMO VALOR
SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS**

<i>Respuesta a</i>				
<i>Respuesta de</i>	<i>ROAA (t-1)</i>	<i>Apalancamiento (t-1)</i>	<i>Tangibilidad (t-1)</i>	<i>Tasa de int. implícita (t-1)</i>
ROAA (t)	0.3744 ^c (0.0686)	0.0609 (0.0379)	-0.0417 (0.0346)	0.0004 (0.0331)
Apalancamiento (t)	-0.1891 (0.0793)	0.8051 ^c (0.0644)	-0.0135 (0.0607)	-0.0857 ^a (0.0459)
Tangibilidad (t)	-0.1252 (0.0777)	-0.0660 (0.0769)	0.8286 ^c (0.0837)	-0.0910 (0.0587)
Tasa de interés implícita (t)	0.0291 (0.0432)	-0.1209 ^c (0.0378)	-0.0005 (0.0311)	0.2944 ^b (0.1157)
Escudo fiscal (t)	0.0601 ^b (0.0240)	-0.0042 (0.0156)	0.0126 (0.0142)	-0.0034 (0.0103)

Número de observaciones (N): 2,400

Número de empresas (N): 669

Número promedio de años: 3.587

Criterio final Q del MGM (b): 7.52E-34

Matriz de ponderaciones iniciales: identidad

Matriz de ponderaciones del GMM: robusto

^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Este panel VAR satisface la condición de estabilidad propuesta por Hamilton (1994) y Lütkepohl (2005).

Cuadro 3

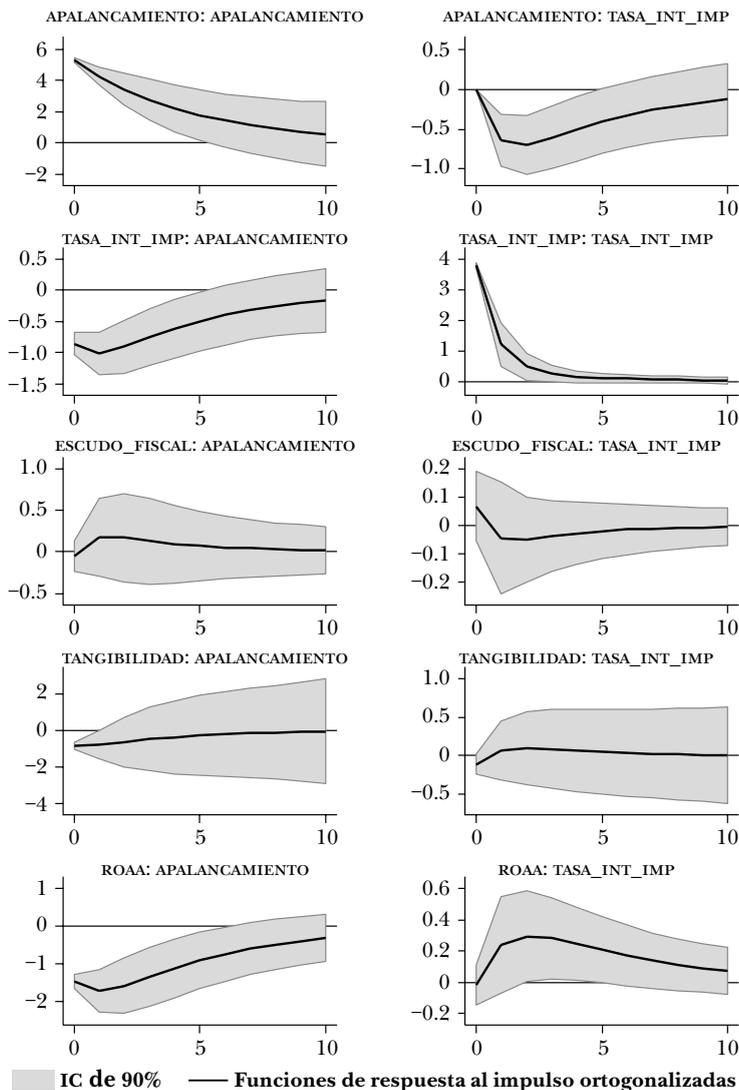
**DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL
CON DATOS DE PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
PREVIA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS**

<i>Variable de la respuesta</i>	<i>Variable del impulso</i>				
	<i>ROAA</i>	<i>Tangibilidad</i>	<i>Escudo fiscal</i>	<i>Tasa de int. implícita</i>	<i>Apalancamiento</i>
ROAA	0.8911	0.0508	0.0086	0.0017	0.0477
Tangibilidad	0.0271	0.9515	0.0001	0.0012	0.0201
Escudo fiscal	0.2379	0.0160	0.7457	0.0002	0.0003
Tasa de interés implícita	0.0213	0.0023	0.0006	0.8721	0.1036
Apalancamiento	0.1293	0.0239	0.0010	0.0427	0.8030

El porcentaje de variación de la variable en la fila (diez años hacia adelante) está explicado por la variable en la columna. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Las variables se ordenaron siguiendo los criterios de la prueba de causalidad Granger-Wald.

Gráfica 4

**RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN DE VECTOR
DEL PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
PREVIA COMO VALOR SUSTITUTOS DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS**



Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

especificación, el apalancamiento más alto previo parece estar asociado con una rentabilidad futura más alta (ROAA). Como se muestra en la funciones de respuesta al impulso (gráfica 5), un choque que aumenta el apalancamiento tienen un efecto negativo inmediato sobre la rentabilidad, que se compensa más adelante con un incremento significativo en el segundo año y que se extiende hasta cerca del quinto año.

En general, nuestros resultados parecen indicar que el apalancamiento resulta afectado por las tasas de interés previas, un resultado obvio, pero con efectos que se retroalimentan. Por el contrario, los valores de la garantía parecen ser factores determinantes importantes de la volatilidad futura de tasas de interés que enfrentan las empresas. Como muestran los resultados de descomposición de la varianza (cuadro 3), alrededor del 10% de la varianza del interés implícito se explica por el apalancamiento. Asimismo, la tangibilidad de los activos explica alrededor del 45% de la varianza de la volatilidad de las tasas de interés (cuadro 5). Las respuestas al impulso por el efecto de las tasas de interés previas sobre el apalancamiento duran por lo menos cinco años. El efecto de la causalidad inversa tiene una duración similar. Por su parte, el efecto de la tangibilidad de la volatilidad futura de las tasas de interés también dura cinco años (gráfica 5).

También analizamos los efectos de umbral en la distribución del apalancamiento dividiendo las empresas en aquellas encima de la mediana promedio y aquellas debajo de la mediana promedio. Los resultados se muestran en los cuadros B.3-B.4 y las gráficas B.1 y B.2,⁶ en el caso de las tasas de interés implícitas previas, mientras que los cuadros B.5-B.6 y las gráficas B.3 y B.4 muestran los resultados de la volatilidad de las tasas de interés implícitas.

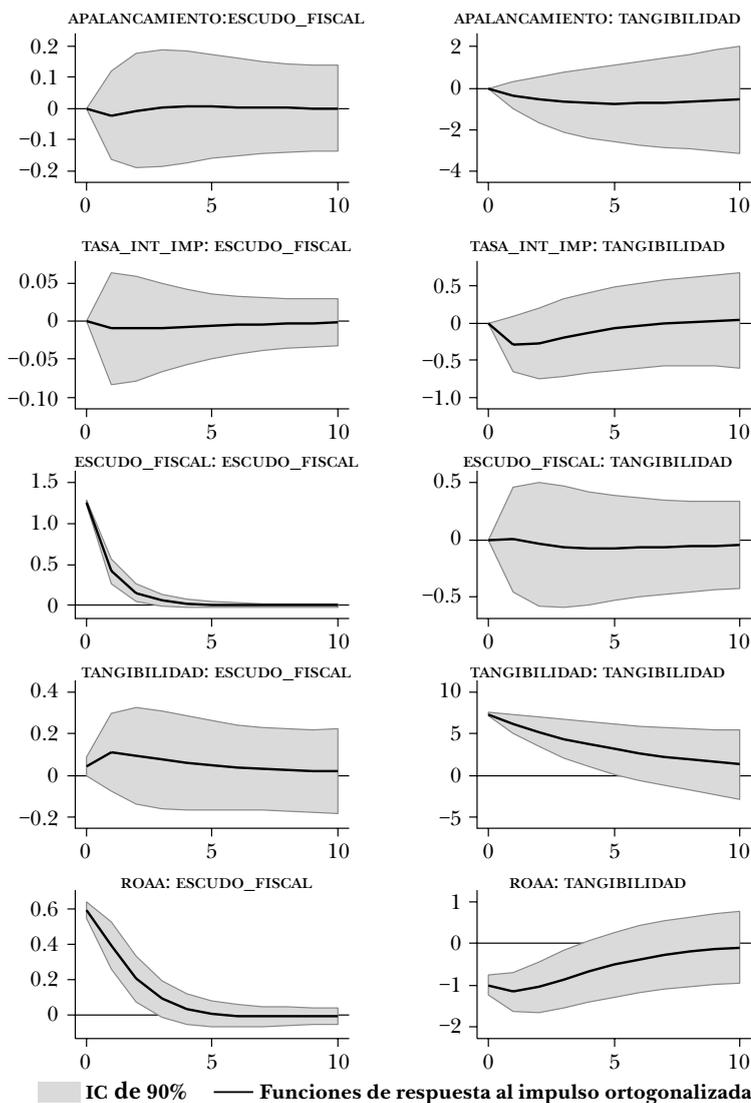
La primera parte de la gráfica B.3 presenta las estimaciones del panel var para las empresas cuyo coeficiente

⁶ En adelante, las gráficas no se incluyen dentro del texto principal del artículo sino en el anexo B.

de apalancamiento medio es inferior a la mediana y donde se reproduce la relación causal bidireccional entre el apalancamiento y la tasa de interés implícita encontrada en el modelo de base. De manera indistinta, los resultados para el grupo de empresas muy apalancadas se presentan en la parte inferior del cuadro B.3. En oposición de las empresas menos apalancadas, en el caso de las empresas muy apalancadas el efecto de retroalimentación entre las tasas de interés implícitas ya no se mantiene, puesto que sólo el apalancamiento rezagado un año repercute en la tasa de interés implícita de manera significativa y negativa. Importante también es el hecho de que, para este grupo de empresas, las tasas de interés implícitas están asociadas negativamente con la garantía futura medida por la tangibilidad, lo que significa que un incremento en las tasas previas reduce de manera significativa los activos tangibles de la empresa en los cinco años siguientes (con respecto a las funciones de respuesta al impulso presentadas en la gráfica B.2). Suponemos que este resultado se deriva de que las empresas que ya están muy apalancadas tienden a encarar efectos de precios relevantes en sus balances generales cuando las tasas de interés aumentan, y, además, se ven inducidas a liquidar sus posiciones de activos cuando enfrentan choques de tasas de interés.

En relación con las funciones de respuesta al impulso para las empresas muy apalancadas, la rentabilidad futura crece de modo notable a partir del segundo año después de que aumenta el apalancamiento, hasta aproximadamente el quinto año (gráfica B.2). A su vez, un choque positivo de la tasa de interés implícita en el año t conlleva una disminución significativa de los valores de la garantía futuros, en tanto se encuentra que la garantía misma causa un aumento en la volatilidad futura de la tasa (como se muestra al inicio del cuadro B.5, para las empresas muy apalancadas). Este hecho constituye una espiral negativa en la que se deterioran todavía más las condiciones financieras para las empresas. El mecanismo compensatorio para poner fin a este proceso dañino parece entrar en acción

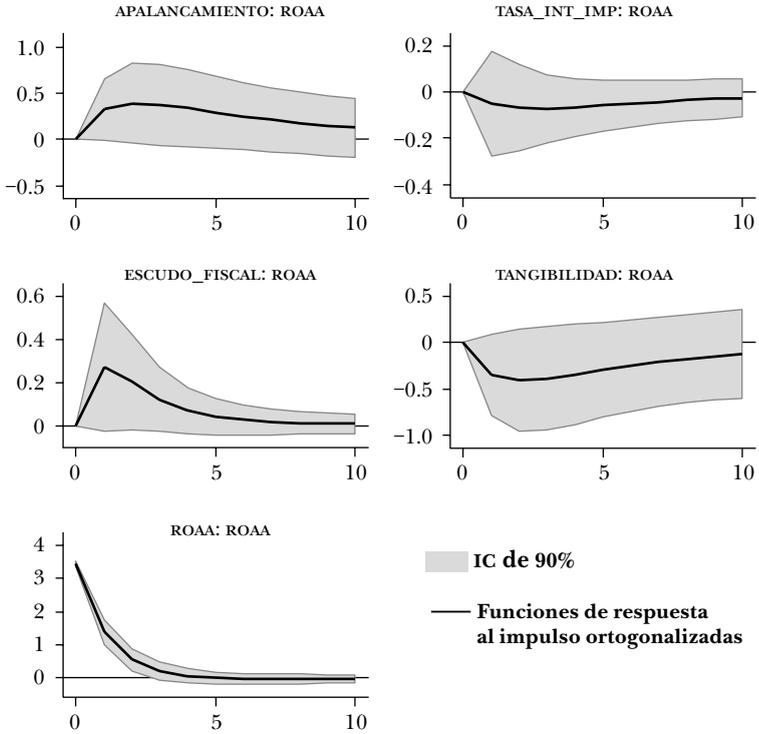
**RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN DE VECTOR
DEL PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
PREVIA COMO VALOR SUSTITUTOS DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS**



Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica 4 (cont.)

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DEL PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA PREVIA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS



Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Cuadro 4

**AUTORREGRESIÓN VECTORIAL CON DATOS DE PANEL
(ESTIMACIÓN DEL MGM) PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR
MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA PREVIA
COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS**

<i>Respuesta de</i>	<i>Respuesta a</i>				
	<i>ROAA</i>	<i>Apalancamiento</i>	<i>Tangibilidad</i>	<i>D.E. de la tasa de int. implícita</i>	<i>Escudo fiscal</i>
	<i>(t-1)</i>	<i>(t-1)</i>	<i>(t-1)</i>	<i>(t-1)</i>	<i>(t-1)</i>
ROAA (t)	0.3420 ^c (0.0790)	0.1058 ^b (0.0457)	-0.0330 (0.0472)	-0.0006 (0.0675)	-0.0398 (0.2213)
Apalancamiento (t)	-0.1181 (0.1049)	0.7694 ^c (0.0775)	-0.0470 (0.0782)	-0.0662 (0.0906)	-0.0626 (0.3259)
Tangibilidad (t)	-0.1359 (0.1172)	-0.0889 (0.0890)	0.8497 ^c (0.1093)	-0.0315 (0.0938)	0.0724 (0.3358)
Desviación estándar de la tasa de interés implícita (t)	0.0105 (0.0293)	-0.0120 (0.0208)	-0.0586 ^c (0.0224)	0.8131 ^c (0.0940)	0.0742 (0.0680)
Escudo fiscal (t)	0.0334 (0.0321)	-0.0071 (0.0194)	-0.0011 (0.0214)	-0.0104 (0.0176)	0.3727 ^c (0.1208)

Número de observaciones (N): 1,745

Número de empresas (N): 537

Número promedio de años: 3.25

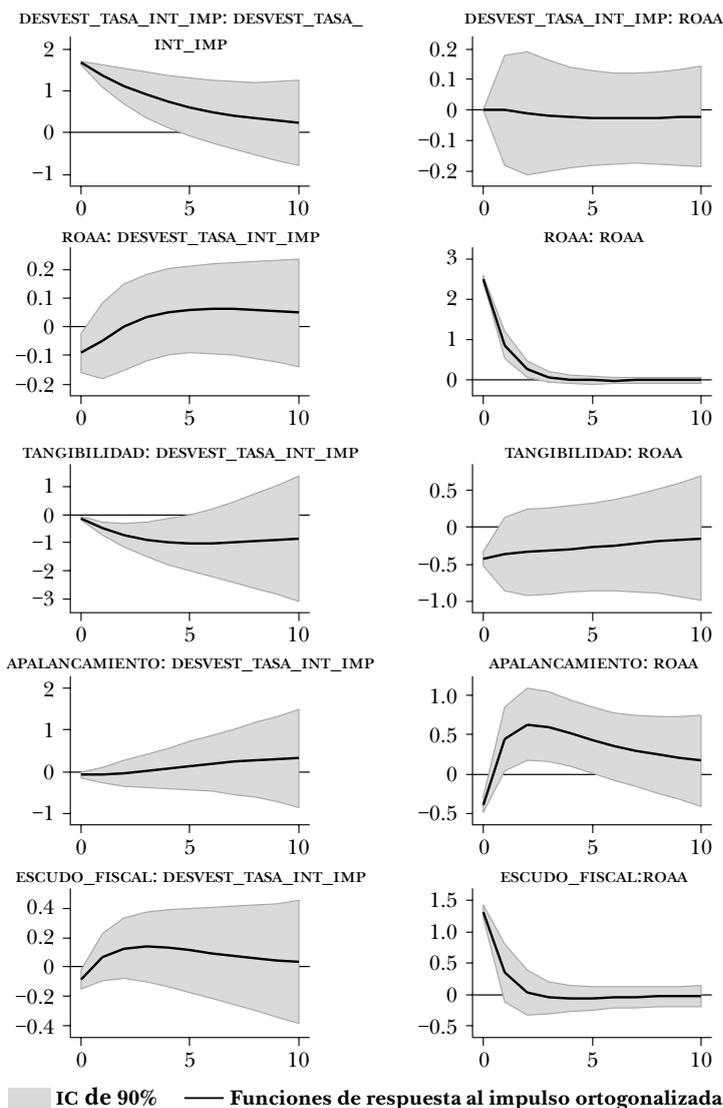
Criterio final Q del MGM (b): 4.24e-34

Matriz de ponderaciones iniciales: identidad

Matriz de ponderaciones del GMM: robusta

^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Este panel VAR satisface la condición de estabilidad propuesta por Hamilton (1994) y Lütkepohl (2005).

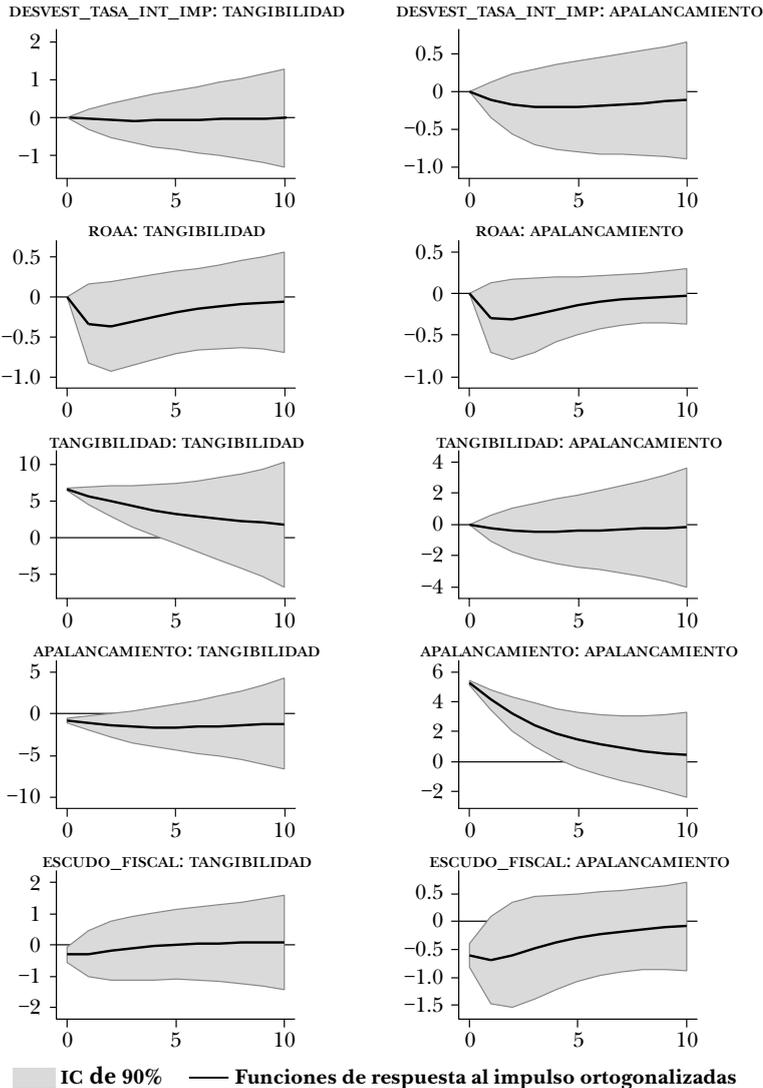
RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DEL PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS



Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica 5 (cont.)

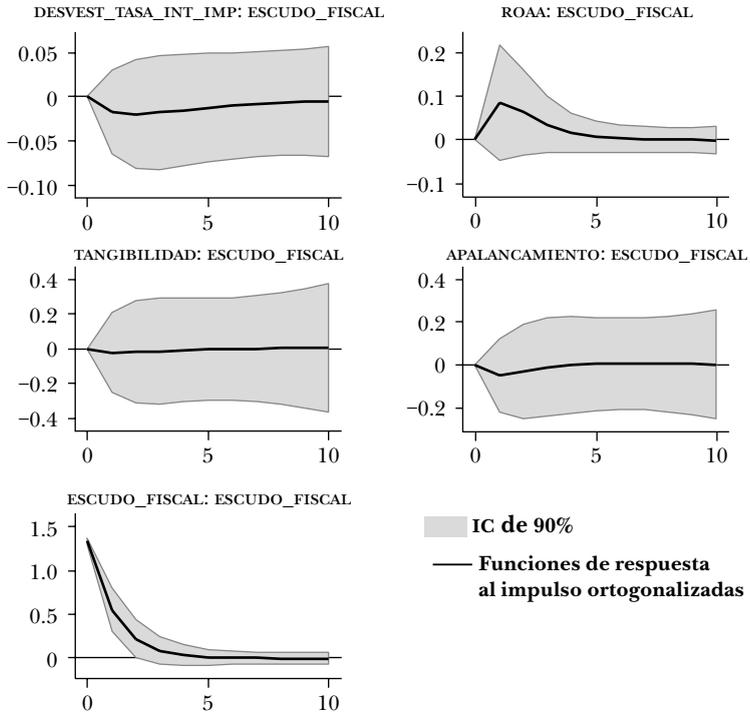
RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DEL PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS



Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica 5 (cont.)

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DEL PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS



Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

con un apalancamiento y una rentabilidad más bajos, cuando las empresas entran en un nuevo ciclo de apalancamiento. Esto se refleja en el coeficiente negativo y significativo de la rentabilidad rezagada sobre el apalancamiento futuro.

6. UN ÍNDICE AGREGADO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS DEL SECTOR CORPORATIVO PARA DIEZ PAÍSES LATINOAMERICANOS

En esta sección, ampliamos nuestro análisis previo incluyendo la inversión como una variable endógena en nuestro modelo de panel VAR (PVAR). La representación de variables financieras por su contribución con miras a crear impulsos de inversión reales estuvo implícita en nuestro ejercicio. Al considerar los factores fundamentales en la ecuación de inversión, utilizamos coeficientes para las variables financieras, como cargas factoriales en la construcción de un índice de condiciones financieras del sector corporativo.

Los supuestos para nuestro índice propuesto provienen de las publicaciones sobre medición de la inversión real a nivel micro. Las dinámicas de inversión dentro de un PVAR a nivel de empresa se han estimado mediante la inclusión de variables financieras (Love y Zicchino, 2006; Gilchrist y Himmelberg, 1998). Love y Zicchino (2006) estimaron un PVAR de inversión a nivel de empresa de 36 países. En su modelo, incluyeron *factores fundamentales* como una medida de la productividad marginal del capital y la q de Tobin. Su variable de factores financieros está representada por los flujos de efectivo ajustados a escala por el capital. Por lo tanto, su ejercicio consiste en determinar la función dinámica de la inversión que está aumentada por la variable financiera. Encontraron que el efecto de fricción de la variable financiera sobre la inversión puede ser de mayor magnitud para el grupo de países cuyo sistema financiero está menos desarrollado. Asimismo, distintos estudios han analizado la elasticidad de la inversión con respecto al flujo de efectivo y otras variables financieras, generalmente

con conjuntos de datos estáticos o dinámicos (Gomes, 2001; Balfoussia y Gibson, 2016; Hernando y Martínez-Carrascal, 2008). En particular, Hernando y Martínez-Carrascal (2008) analizan el impacto de mediciones alternativas de las condiciones financieras de las empresas sobre la inversión utilizando una gran base de datos de empresas españolas para el periodo entre 1985 y 2001. Ellos utilizaron los coeficientes estimados de la ecuación de inversión como ponderadores en la construcción de un índice de condiciones financieras del sector corporativo. Tal como Hernando y Martínez-Carrascal (2008), estimamos un modelo de inversión con corrección de errores, conforme sugieren Bond *et al.* (1999). Seguimos esta misma metodología para construir nuestro índice de condiciones financieras del sector corporativo.

En este sentido, estimamos un modelo dinámico de panel mediante el método generalizado de momentos (MGM) para sistemas por empresa suponiendo la existencia de efectos fijos temporales, μ_t , a nivel de país, τ_k , y por sectores económicos, γ_f , lo cual puede expresarse de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = & \rho_1 \left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \right) + \omega_0 \Delta y_{it} + \omega_1 \Delta y_{i,t-1} + \theta(k-y)_{i,t-2} + \beta_0 Lev_{it} + \\ & + \beta_1 Lev_{i,t-1} + \beta_2 CDI_{it} + \beta_3 CDI_{i,t-1} + \beta_4 (Zcal)_{it} + \beta_5 (Zcal)_{i,t-1} + \\ & + \beta_6 (DFI)_{it} + \beta_7 (DFI)_{i,t-1} + \beta_8 (Tangibilidad)_{i,t} + \\ & + \beta_9 (Tangibilidad)_{i,t-1} + X_{i,t} \delta + \mu_t + \tau_k + \gamma_f + \varepsilon_{it}. \end{aligned}$$

Después procedimos a construir índices de condiciones financieras para nuestros diez países de la siguiente manera. Primero, estimamos un modelo de inversión con corrección de error que incluye la inversión fija rezagada, el crecimiento de ventas contemporáneas y rezagadas, el término de corrección del error y otros controles. Alternativamente, ampliamos el modelo de inversión al incluir el rezago y la contemporaneidad de distintas variables financieras clave de nuestro análisis

previo: apalancamiento (Lev), nuestra variable de déficit de financiamiento interno (DFI), la carga de la deuda por concepto de intereses (CDI), la tangibilidad de los activos y una medida de riesgo: la puntuación Z ($Zcal$). Los resultados se muestran en el cuadro 7. Un aspecto fundamental del modelo es que incluye efectos de tiempo y empresa para reflejar los costos de sustitución del capital. De igual modo, el modelo predice la existencia de un componente de corrección del error significativo y negativo. Luego, utilizamos los resultados de la ecuación de inversión para construir nuestro índice de condiciones financieras.

Obsérvese que, de las variables financieras incluidas, sólo los coeficientes del DFI, la puntuación Z y la tangibilidad fueron significativos. En consonancia con los resultados anteriores, utilizamos la especificación 2 en el cuadro B.7, ya que en secciones previas se encontró que el apalancamiento era causado por la tangibilidad y el DFI. En consecuencia, en la especificación 1 se encontró que el apalancamiento rezagado explica la inversión significativamente cuando se excluyen estos dos de sus variables determinantes. En la especificación 3, utilizamos el ROAA, en vez del DFI, con resultados similares. Para las variables de interés, los efectos contemporáneos son significativamente positivos, mientras que los efectos rezagados son significativamente negativos. Sin embargo, se encontró que la suma de ambos coeficientes es significativamente diferente de cero y positiva para la puntuación Z y el DFI, las variables con los efectos de mayor magnitud, lo que indica una relación positiva entre las cargas del índice y las condiciones financieras de la inversión. Así, proponemos el siguiente índice de condiciones financieras para empresas no financieras (ICF):

$$ICF_{it} = \widehat{\beta}_4 (Zcal)_{it} + \widehat{\beta}_5 (Zcal)_{i,t-1} + \widehat{\beta}_6 (DFI)_{it} + \widehat{\beta}_7 (DFI)_{i,t-1} + \widehat{\beta}_8 (Tangibilidad)_{it} + \widehat{\beta}_9 (Tangibilidad)_{i,t-1}.$$

El ICF puede interpretarse como el valor *financiero* pronosticado de la inversión. Con el fin de tener un índice de país, agregamos a nivel de país-tiempo calculando estadísticas en los

percentiles 25, 50 y 75 para el índice. Las gráficas B.5 y B.6 muestran los rezagos resultantes de cada combinación país-tiempo del ICF, en comparación con la formación del capital fijo bruto y el crecimiento del PIB.

El índice se construye de manera que los valores crecientes/decrecientes impliquen una mejoría/deterioro de las condiciones financieras para la inversión. A primera vista, las cifras reflejan la posibilidad de una correlación positiva. Ahondamos en estos patrones de la siguiente manera. Primero, estimamos un modelo de panel VAR de primer orden que incluye el ICF, la formación de capital fijo bruto y el crecimiento del PIB para los diez países de la muestra, y probamos la causalidad de Granger. Los resultados se muestran en el cuadro B.8.

Las pruebas de causalidad de Granger (Wald) indican que el ICF causa, en sentido de Granger, tanto formación de capital fijo bruto como crecimiento del PIB. No se encuentra causalidad inversa. Asimismo, el crecimiento del PIB causa en sentido de Granger la formación de capital fijo bruto. En un último ejercicio, en la gráfica 9 mostramos las funciones de respuesta al impulso resultantes suponiendo una descomposición de Cholesky de la varianza cuyo ordenamiento lo proporcionan los criterios de Granger obtenidos. Un choque positivo de una desviación estándar al ICF incrementa tanto la formación del capital fijo bruto como el crecimiento futuro del PIB, que es significativo y perdurable por unos 12 meses, con niveles de confianza del 90%. Estos resultados preliminares, aunque limitados por su simplicidad y la extensión de las series, proporcionan cierta evidencia de la posible relevancia explicativa del índice de condiciones financieras construido hasta ahora, utilizando datos por empresa. Cabe destacar que el choque financiero implícito en el ejercicio es un choque común a todos los países, dada la naturaleza del ejercicio. Así, los impulsos reales obtenidos deben interpretarse como corresponde: como los efectos reales nacionales promedio de un choque financiero común.

7. CONCLUSIONES

En este estudio, utilizamos un conjunto grande de datos de empresas no financieras de diez países latinoamericanos para evaluar los factores determinantes del apalancamiento y su evolución. Luego utilizamos esa información para conformar la especificación de un nuevo índice de condiciones financieras del sector corporativo.

Con respecto a lo primero, nuestros resultados parecen ser congruentes con los elementos de las dos teorías principales: la del intercambio y la de la elección jerárquica. Asimismo, los resultados de la regresión muestran la presencia de costos de ajuste significativos. La velocidad de ajuste de las empresas baja en la medida que tienen niveles objetivo no observables. Además, nuestros resultados sugieren que las firmas medianas de los sectores de manufactura y de servicios tienden a encontrarse mucho más apalancadas que las empresas pequeñas en esos sectores, mientras que las empresas muy grandes y grandes en el sector de servicios se encuentran mucho más apalancadas que sus contrapartes medianas. Respecto al indicador de singularidad, encontramos que afecta de manera positiva y significativa el grado de apalancamiento, sólo en el caso de las empresas de los sectores primario y de servicios, lo que es evidencia contra la teoría del intercambio. En relación con nuestros factores determinantes dinámicos de apalancamiento, observamos que el apalancamiento de una empresa se reduce significativamente ante tasas de interés crecientes, con efectos de retroalimentación. Asimismo, las garantías de las empresas resultan críticas, en la medida que reducciones en los activos tangibles traen consigo volatilidad futura en la tasa de interés pagada por las empresas.

En términos dinámicos, el riesgo parece estar asociado a un alto apalancamiento en un contexto de alzas de tasa de interés. Esto se manifiesta en una volatilidad más elevada de las tasas de interés y en niveles de garantía más bajos, la posible liquidación de activos y el desendeudamiento rápido. Es posible

que estas dinámicas sean más probables cuando hay cambios en la tasa de política monetaria y salidas de capitales. Conforme a nuestros resultados, los segmentos con más probabilidad de resultar afectados son las empresas medianas y grandes con costos de liquidación e irrecuperables elevados, particularmente en el sector de servicios. Las empresas con operaciones en mercados con productos singulares también podrían verse afectadas.

Nuestros resultados en última instancia sugieren que los índices tradicionales de condiciones financieras basados en el mercado podrían complementarse con indicadores corporativos. Como ya dijimos, los niveles de la garantía, los indicadores de dificultades para las empresas y las posiciones de flujo de efectivo de las empresas son candidatos naturales para un índice. Con este fin, calculamos un índice sencillo de condiciones financieras en el sector corporativo (ICF). Las pruebas de causalidad de Granger (Wald) indican que el ICF causa, a la manera de Granger, tanto formación de capital fijo bruto como crecimiento del PIB. Con base en las funciones de respuesta al impulso resultantes, un choque positivo de una desviación estándar en el ICFC ocasiona un incremento en la formación del capital fijo bruto y el crecimiento futuro del PIB, que es significativo y dura aproximadamente 12 meses. Por lo tanto, estos resultados preliminares proporcionan cierta evidencia de la posible relevancia predictiva del índice propuesto aquí.

ANEXO

Anexo A

Cuadro A.1

ESTADÍSTICAS PREDICTIVAS PARA EL EJERCICIO INICIAL DE FACTORES DETERMINANTES DEL APALANCAMIENTO

Variable	Descripción	Tipo	Observaciones	Datos			Máx.
				(empresas)	Medida	Desv. est.	
Apalancamiento	Pasivos totales a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	20,315	10,005	48.059	25.012	100.000
Intangibilidad	Activos intangibles a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	17,457	8,969	5.182	13.580	99.948
Tangibilidad	Activos tangibles a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	20,315	10,005	32.834	28.339	100.000
Déficit de financiamiento interno (DFI)	Gastos operativos (inversión+capital de trabajo) menos el flujo de efectivo (que se supone igual a un 110% del ingreso neto) a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	20,315	10,005	-2.968	23.299	-99.885 99.819
Singularidad	Costos de los bienes vendidos respecto a ingreso operativo (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	13,359	3,960	65.389	22.346	0 199.633
Listada	(1) si la empresa cotiza en bolsa; (0) si no (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	20,315	10,005	0.213	0.409	0 1
ROAA	Ingreso neto a promedio de activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	20,315	10,005	5.115	11.643	-96.000 98.425
Escudo fiscal	Impuestos totales a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	16,643	8,744	3.474	5.324	0.000 99.579

Cuadro A.2

**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS PARA EL EJERCICIO DEL VAR DE DATOS DE PANEL
PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL APALANCAMIENTO**

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Tipo</i>	<i>Observaciones</i>	<i>Conjuntos de datos (empresas)</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. est.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Máx.</i>
Apalancamiento	Pasivos totales a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	11,487	1,939	49.994	22.739	0.005	100.000
Tangibilidad	Activos tangibles a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	11,487	1,939	29.097	24.548	0.000	99.080
ROAA	Ingreso neto a promedio de activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	11,487	1,939	4.637	8.326	-92.576	85.797
Escudo fiscal	Impuestos totales a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	9,206	1,851	4.243	5.370	0.000	94.073
Tasa de interés implícita	Intereses pagados a pasivos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa, valor sustituto de las condiciones financieras	5,183	849	5.639	5.363	0.013	115.096
Desviación estándar de la tasa de interés implícita	Desviación estándar móvil de tres años de la tasa de interés implícita (salvo el año 2008, en el que imputamos una desviación estándar móvil de dos años) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa, valor sustituto de las condiciones financieras	4,122	832	2.003	3.473	0.001	78.814

Cuadro A.3

CLASIFICACIÓN DE LAS EMPRESAS

Variable	Descripción	MCM de Arellano-Bond		Panel VAR (sólo 849 empresas con datos para la tasa de interés implícita)	
		Observaciones	Datos (empresas)	Observaciones	Datos (empresas)
	<i>Por tamaño (criterio de Orbis):</i>				
Muy grandes y grandes	Empresas que cumplen por lo menos con una de las siguientes condiciones: ingreso operativo \geq 13 millones de dólares; activos totales \geq 26 millones de dólares; Empleados \geq 150	11,849	5,747	5,131	831
Medianas	Empresas que cumplen por lo menos con una de las siguientes condiciones: ingreso operativo \geq 1.3 millones de dólares; activos totales \geq 2.6 millones de dólares; Empleados \geq 15; no muy grande o grande	6,076	1,288	48	17
Pequeña	Empresas que no entran en ninguna de las categorías mencionadas arriba.	2,390	2,970	4	1

Por clasificación sectorial (criterios de sector principal de Bureau van Dijk):

Manufactureras	Empresas clasificadas dentro de cualquiera de los siguientes sectores: "Químicos, caucho, plásticos, productos no metálicos", "Alimentos, bebidas y tabaco", "Maquinaria, equipo, mobiliario, reciclado", "Editorial, imprenta", "Textiles, prendas de vestir, cuero", "Madera, corcho, papel".	6,110	2,568	2,170	336
Servicios	Empresas clasificadas dentro de cualquiera de los siguientes sectores: "Construcción", "Educación, salud", "Hoteles y restaurantes", "Correo y telecomunicaciones", "Transporte", "Comercio mayorista y minorista".	11,368	6,290	1,701	302
Primarias	Empresas clasificadas en el siguiente sector: "Sector primario".	934	233	367	62
Administración pública	Empresas clasificadas en el siguiente sector: "Administración pública y servicios básicos".	170	69	11	2
Servicios básicos	Empresas clasificadas en el siguiente sector: "Gas, agua, electricidad".	1,733	845	934	147

Anexo B

Cuadro B.1

REGRESIONES DEL MGM (BLUNDELL-BOND) DE BASE PARA EL APALANCAMIENTO

	Manufacturas		Servicios		Sector primario		Manufacturas		Servicios		Sector primario	
Apalancamiento (-1)	0.667 ^c (0.0417)	0.644 ^c (0.0453)	0.790 ^c (0.0924)	0.664 ^c (0.0423)	0.650 ^c (0.0437)	0.761 ^c (0.0990)						
Activos tangibles	0.0375 ^b (0.0164)	-0.0481 ^c (0.0159)	0.0389 (0.0379)	0.0377 ^b (0.0162)	-0.0436 ^c (0.0159)	0.0442 (0.0342)						
DFI	0.0661 ^c (0.0124)	0.0981 ^c (0.0123)	0.0516 ^a (0.0311)	0.0633 ^c (0.0126)	0.0975 ^c (0.0124)	0.0575 ^a (0.0321)						
Listada	-2.061 ^b (0.882)	-2.157 ^b (0.888)	-3.435 (2.262)	-2.180 ^b (0.908)	-2.432 ^c (0.933)	-3.875 ^a (2.027)						
Escudo fiscal	0.0524 (0.0482)	0.0577 (0.0662)	0.0768 (0.0990)	0.107 ^a (0.0568)	0.0903 (0.0654)	0.183 (0.117)						
Pequeña	-1.499 (1.454)	-3.781 ^c (1.151)	-2.412 (2.141)	-1.012 (1.423)	-3.590 ^c (1.122)	-3.088 (1.960)						
Muy grande	0.931 (0.974)	2.230 ^c (0.830)	0.279 (2.075)	0.864 (0.944)	1.820 ^b (0.815)	-0.453 (2.014)						
Singularidad				0.0703 ^c (0.0170)	0.0438 ^c (0.0152)	0.114 ^c (0.0403)						

Constante	18.81 ^c (2.769)	24.66 ^c (3.631)	12.31 ^a (6.907)	14.62 ^c (2.695)	22.46 ^c (3.524)	8.409 (6.120)
País	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Industria	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
N	3,697	3,774	606	3,622	3,562	601
Empresas	835	1,127	167	799	1,053	165
J	74	68	65	75	69	66
Hansen	57.42	42.34	37.78	57.46	38.96	38.12
Hansen-p	0.0696	0.289	0.571	0.0691	0.426	0.555
AR1	-8.117	-7.124	-3.711	-8.123	-7.059	-3.552
AR1-p	4.79e-16	1.05e-12	0.000206	4.55e-16	1.68e-12	0.000382
AR2	1.056	-0.452	1.940	1.134	-0.386	2.004
AR2-p	0.291	0.651	0.0524	0.257	0.700	0.0451

Los errores estándar se encuentran entre paréntesis. ^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Las columnas 1, 2 y 3 representan las regresiones para los conglomerados de los sectores de manufacturas, servicios y actividades primarias. La prueba de Hansen permite detectar las restricciones de sobreidentificación para los estimadores del MCM. AR1 y AR2 son pruebas de la autocorrelación de primer y segundo orden. N denota el número de observaciones; J, el número de instrumentos. País, Año e Industria denotan si sus respectivas variables ficticias se introdujeron en las regresiones. Las variables se enumeran a continuación: Apalancamiento(-1) representa el valor rezagado del coeficiente de apalancamiento (%) de la empresa; Listada es la variable ficticia de las empresas que participan en el mercado de valores; Activos tangibles es los activos fijos tangibles a activos totales (%) de la empresa; DFI es el déficit de financiamiento interno a activos totales (%) de la empresa; Escudo fiscal es los impuestos a activos totales (%) de la empresa; Pequeña y Muy grande son variables ficticias de empresas pequeñas y muy grandes conforme a la desagregación de Orbis; y Singularidad es el costo de los bienes vendidos a ingresos operativos (%) de la empresa.

REGRESIONES DE BASE PARA EL APALANCAMIENTO

	<i>Manufacturas</i>	<i>Servicios</i>	<i>Sector primario</i>	<i>Manufacturas</i>	<i>Servicios</i>	<i>Sector primario</i>
Apalancamiento (-1)	0.481 ^c (0.0469)	0.445 ^c (0.0377)	0.633 ^c (0.0720)	0.545 ^c (0.0414)	0.490 ^c (0.0411)	0.674 ^c (0.0721)
Activos tangibles	0.0638 ^c (0.0186)	-0.0153 (0.0145)	0.0666 ^a (0.0349)	0.0416 ^b (0.0168)	-0.0404 ^c (0.0146)	0.0692 ^a (0.0360)
ROA	-0.365 ^c (0.0381)	-0.328 ^c (0.0319)	-0.206 ^c (0.0671)	-0.310 ^c (0.0376)	-0.366 ^c (0.0393)	-0.201 ^c (0.0542)
Listada	-3.340 ^c (1.155)	-4.915 ^c (1.083)	-7.186 ^c (2.479)	-3.406 ^c (1.000)	-5.445 ^c (1.123)	-5.740 ^b (2.379)
Escudo fiscal	0.0846 ^a (0.0436)	0.0403 (0.0373)	0.0270 (0.0524)	0.0980 ^b (0.0494)	0.0269 (0.0490)	0.174 ^b (0.0813)
Pequeña	-4.134 ^c (1.340)	-5.705 ^c (1.007)	-4.889 ^b (2.294)	-3.018 ^b (1.305)	-4.150 ^c (1.020)	-3.277 (2.311)
Muy grande	-0.0293 (1.262)	4.107 ^c (1.029)	0.525 (3.183)	0.0209 (1.088)	3.072 ^c (0.968)	-0.228 (2.825)
Singularidad				0.0315 ^a (0.0183)	0.0277 ^b (0.0128)	0.0847 ^c (0.0245)
Constante	29.23 ^c (3.806)	38.56 ^c (3.981)	24.23 ^c (6.756)	25.17 ^c (3.185)	37.47 ^c (3.915)	15.59 ^c (5.887)

País	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Industria	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
N	4,851	6,765	923	4,396	5,434	835		
Empresas	1,134	1,964	232	1,004	1,614	212		
J	74	72	66	75	72	67		
Hansen	60.94	57.24	32.86	64.62	42.21	30.72		
Hansen-p	0.0370	0.0586	0.814	0.0181	0.418	0.879		
AR1	-7.604	-9.476	-4.180	-8.370	-8.285	-4.278		
AR1-p	2.88e-14	2.63e-21	0.0000292	5.74e-17	1.18e-16	0.0000189		
AR2	0.863	0.824	0.332	1.300	0.335	1.279		
AR2-p	0.388	0.410	0.740	0.194	0.738	0.201		

Los errores estándar se encuentran entre paréntesis. ^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Las columnas 1, 2 y 3 representan las regresiones para los conglomerados de los sectores manufacturero, de servicios y primario. La prueba de Hansen permite detectar las restricciones de sobreidentificación para los estimadores del MGM. AR1 y AR2 son pruebas de la autocorrelación de primer y segundo orden. N denota el número de observaciones; J, el número de instrumentos. País, Año e Industria denotan si sus respectivas variables ficticias se introdujeron en las regresiones. Las variables se enumeran a continuación: Apalancamiento (-1) representa el valor rezagado del coeficiente de apalancamiento (%) de la empresa; Listada es la variable ficticia de las empresas que participan en el mercado de valores; ROA es el rendimiento sobre los activos (%) de la empresa; Activos tangibles es los activos fijos tangibles a activos totales (%) de la empresa; Escudo fiscal es los impuestos a activos totales (%) de la empresa; Pequeña y Muy grande son variables ficticias de empresas pequeñas y muy grandes conforme a la desagregación de Orbis; y Singularidad es el costo de los bienes vendidos a ingresos operativos (%) de la empresa.

Cuadro B.3

AUTORREGRESIÓN VECTORIAL CON DATOS DE PANEL (ESTIMACIÓN DEL MGM) PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA PREVIA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS CONSIDERANDO EL COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO (PASIVOS TOTALES A ACTIVOS TOTALES)

Respuesta de	Respuesta a				
	ROAA (t-1)	Apalancamiento (t-1)	Tangibilidad (t-1)	Tasa de interés implícita (t-1)	Escudo fiscal (t-1)
<i>a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio inferior a la mediana (<51.02 %)</i>					
ROAA (t)	0.3944 ^c (0.0974)	-0.0149 (0.0650)	-0.0201 (0.0526)	0.0199 (0.0326)	0.2484 (0.1946)
Apalancamiento (t)	-0.0975 (0.1111)	0.9575 ^c (0.1104)	-0.1012 (0.0994)	-0.1698 ^c (0.0394)	0.2877 (0.2705)
Tangibilidad (t)	-0.0656 (0.1021)	-0.0237 (0.1531)	0.8316 ^c (0.1202)	-0.0288 (0.0572)	-0.1909 (0.2430)
Tasa de int. implícita (t)	0.0353 (0.0831)	-0.1505 ^a (0.0779)	-0.0575 (0.0588)	0.307 ^b (0.1503)	-0.135 (0.1705)
Escudo fiscal (t)	0.0872 ^c (0.0285)	-0.0323 (0.0242)	0.0068 (0.0169)	-0.0022 (0.0115)	0.1519 ^a (0.0806)
Número de observaciones (N):	1,106				
Número de empresas (N):	291				
Número promedio de años:	3.801				
Criterio final Q del MGM (b):	4.45e-34				

b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio mayor o igual que la mediana ($\geq 51.02\%$).

ROAA (t)	0.3704 ^c (0.0991)	0.1111 ^b (0.0478)	-0.0573 (0.0457)	-0.0228 (0.0888)	0.1477 (0.2037)
Apalancamiento (t)	-0.2754 ^b (0.1175)	0.7171 ^c (0.0813)	0.0527 (0.0800)	0.1084 (0.1474)	0.1586 (0.3218)
Tangibilidad (t)	-0.1999 ^a (0.1125)	-0.1131 (0.0766)	0.7985 ^c (0.1139)	-0.3252 ^b (0.1376)	0.1733 (0.3237)
Tasa de int. implícita (t)	0.0166 (0.0401)	-0.0926 ^c (0.0297)	0.0513 ^a (0.0312)	0.2717 ^c (0.0600)	0.0205 (0.1033)
Escudo fiscal (t)	0.0418 (0.0348)	0.0129 (0.0209)	0.0176 (0.0223)	0.0034 (0.0272)	0.4610 ^c (0.1131)
Número de observaciones (N):		1,294			
Número de empresas (N):		378			
Número promedio de años:		3.423			
Criterio final Q del MGM (b):	3.25e-34				
Matriz de ponderaciones iniciales:	identidad				
Matriz de ponderaciones del MGM:	robusto				

^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Este panel VAR satisface la condición de estabilidad propuesta por Hamilton (1994) y Lütkepohl (2005).

Cuadro B.4

**DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL
CON DATOS DE PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
PREVIA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS,
POR GRUPOS DE EMPRESAS CONSIDERANDO EL COEFICIENTE
DE APALANCAMIENTO (PASIVOS TOTALES A ACTIVOS TOTALES)**

*a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio inferior a la mediana
(<51.02%)*

<i>Variable de la respuesta</i>	<i>Variable del impulso</i>				
	<i>ROAA</i>	<i>Tangibilidad</i>	<i>Tasa de interés implícita</i>	<i>Apalancamiento</i>	<i>Escudo fiscal</i>
ROAA	0.9498	0.0039	0.0073	0.0306	0.0084
Tangibilidad	0.0351	0.9611	0.0003	0.0016	0.0019
Tasa de interés implícita	0.0221	0.0302	0.7027	0.2429	0.0021
Apalancamiento	0.0247	0.1939	0.0925	0.6845	0.0045
Escudo fiscal	0.2340	0.0507	0.0215	0.1517	0.5421

*b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio mayor o igual que la me-
diana (≥51.02%)*

<i>Variable de la respuesta</i>	<i>Variable del impulso</i>				
	<i>Escudo fiscal</i>	<i>Apalancamiento</i>	<i>ROAA</i>	<i>Tangibilidad</i>	<i>Tasa de interés implícita</i>
Escudo fiscal	0.9533	0.0066	0.0066	0.0331	0.0004
Apalancamiento	0.0247	0.7952	0.0703	0.1076	0.0022
ROAA	0.1584	0.1454	0.6583	0.0363	0.0016
Tangibilidad	0.0007	0.0365	0.0524	0.8926	0.0178
Tasa de interés implícita	0.0063	0.1539	0.0226	0.0438	0.7734

El porcentaje de variación de la variable en la fila (diez años hacia adelante) está explicado por la variable en la columna. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Las variables se ordenaron siguiendo los criterios de la prueba de causalidad de Granger-Wald.

Cuadro B.5

AUTORREGRESIÓN VECTORIAL CON DATOS DE PANEL (ESTIMACIÓN DEL MGM) PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS CONSIDERANDO EL COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO (PASIVOS TOTALES A ACTIVOS TOTALES)					
<i>Respuesta a</i>					
<i>Respuesta de</i>	<i>ROAA (t-1)</i>	<i>Apalancamiento (t-1)</i>	<i>Tangibilidad (t-1)</i>	<i>D.E. de la tasa de int. implícita (t-1)</i>	<i>Escudo fiscal (t-1)</i>
<i>a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio inferior a la mediana (<51.02%)</i>					
ROAA (t)	0.4022 ^c	0.0319	-0.0092	-0.0091	0.0779
	(0.1161)	(0.0619)	(0.0651)	(0.0844)	(0.3005)
Apalancamiento (t)	-0.1334	0.9129 ^c	-0.1269	-0.084	0.4354
	(0.1526)	(0.1216)	(0.1071)	(0.1146)	(0.4123)
Tangibilidad (t)	-0.1752	-0.0101	0.7109 ^c	-0.1038	0.0702
	(0.1646)	(0.1480)	(0.1326)	(0.1015)	(0.3314)
Desviación estándar de la tasa de interés implícita (t)	0.0595	-0.0198	-0.0371	0.8741 ^c	-0.0267
	(0.0656)	(0.0403)	(0.0278)	(0.1137)	(0.1305)
Escudo fiscal (t)	0.0793 ^a	-0.0446 ^a	0.0074	0.0052	0.1797
	(0.0425)	(0.0258)	(0.0248)	(0.0188)	(0.1205)
Número de observaciones (N):	829				
Número de empresas (N):	243				
Número promedio de años:	3.412				
Criterio final Q del MGM (b):	1.96e-33				

Cuadro B.5 (cont.)

**AUTORREGRESIÓN VECTORIAL CON DATOS DE PANEL
(ESTIMACIÓN DEL MGM) PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR
MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS,
POR GRUPOS DE EMPRESAS CONSIDERANDO EL COEFICIENTE
DE APALANCAMIENTO (PASIVOS TOTALES A ACTIVOS TOTALES)**

<i>Respuesta de</i>	<i>Respuesta a</i>				
	<i>ROAA (t-1)</i>	<i>Apalancamiento (t-1)</i>	<i>Tangibilidad (t-1)</i>	<i>D.E. de la tasa de int. implícita (t-1)</i>	<i>Escudo fiscal (t-1)</i>
<i>b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio mayor o igual que la mediana ($\geq 51.02\%$)</i>					
ROAA (t)	0.3408 ^c (0.1135)	0.1812 ^b (0.0729)	-0.0602 (0.0676)	-0.0259 (0.1260)	-0.3205 (0.3636)
Apalancamiento (t)	-0.1628 (0.1523)	0.6629 ^c (0.1035)	0.0587 (0.1129)	-0.067 (0.2171)	-0.2643 (0.5654)
Tangibilidad (t)	-0.1585 (0.1810)	-0.12 (0.1177)	0.9836 ^c (0.1691)	0.2273 (0.2232)	0.2578 (0.6302)
Desviación estándar de la tasa de interés implícita (t)	-0.034 (0.0290)	-0.0275 (0.0201)	-0.0556 ^b (0.0250)	0.606 ^c (0.0978)	0.1205 (0.0880)
Escudo fiscal (t)	0.0068 (0.0446)	0.0179 (0.0289)	-0.0068 (0.0338)	-0.0535 (0.0530)	0.4555 ^b (0.2131)
Número de observaciones (N):	916				
Número de empresas (N):	294				
Número promedio de años:	3.116				
Criterio final Q del MGM (b):	7.13e-34				
Matriz de ponderaciones iniciales:	identidad				
Matriz de ponderaciones del MGM:	robusta				

^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Este panel VAR satisface la condición de estabilidad propuesta por Hamilton (1994) y Lütkepohl (2005).

Cuadro B.6

**DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL
CON DATOS DE PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR
MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS,
POR GRUPOS DE EMPRESAS CONSIDERANDO EL COEFICIENTE
DE APALANCAMIENTO (PASIVOS TOTALES A ACTIVOS TOTALES)**

*a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio inferior a la mediana
($<51.02\%$)*

<i>Variable de la respuesta</i>	<i>Variable del impulso</i>				
	<i>ROA</i>	<i>Apalancamiento</i>	<i>Tangibilidad</i>	<i>D.E. de la tasa de int. implícita</i>	<i>Escudo fiscal</i>
ROAA	0.9594	0.0328	0.0056	0.0006	0.0016
Apalancamiento	0.0066	0.8939	0.0868	0.0053	0.0074
Tangibilidad	0.0310	0.0437	0.9130	0.0122	0.0001
D.E. de la tasa de int. implícita	0.0180	0.0313	0.0900	0.8599	0.0008
Escudo fiscal	0.2751	0.1762	0.0232	0.0017	0.5238

*b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio mayor o igual que la
mediana ($\geq 51.02\%$)*

<i>Variable de la respuesta</i>	<i>Variable del impulso</i>				
	<i>Apalancamiento</i>	<i>Tangibilidad</i>	<i>Escudo fiscal</i>	<i>D.E. de la tasa de int. implícita</i>	<i>ROAA</i>
Apalancamiento	0.7852	0.1904	0.0113	0.0010	0.0121
Tangibilidad	0.0681	0.9095	0.0118	0.0069	0.0038
Escudo fiscal	0.0294	0.0198	0.9435	0.0071	0.0003
D.E. de la tasa de int. implícita	0.0330	0.6676	0.0085	0.2872	0.0037
ROAA	0.2300	0.0991	0.0943	0.0059	0.5708

El porcentaje de variación de la variable en la fila (diez años hacia adelante) está explicado por la variable en la columna. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Las variables se ordenaron siguiendo los criterios de la prueba de causalidad de Granger-Wald.

Cuadro B.7

REGRESIONES DEL MGM (BLUNDELL-BOND) DE BASE PARA LA INVERSIÓN			
Porcentaje de variación en los activos fijos			
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
Inversión (-1)	-0.0285 (0.0303)	0.0734 ^a (0.0390)	-0.0524 ^a (0.0292)
Crecimiento de ventas	27.89 ^c (3.110)	9.304 ^c (1.875)	32.68 ^c (3.704)
Crecimiento de ventas (-1)	13.59 ^b (6.929)	10.88 ^a (6.554)	15.42 ^b (6.674)
Apalancamiento	0.205 (0.134)		
Apalancamiento (-1)	-0.292 ^b (0.139)		
(k-y) (-2)	-6.999 ^c (1.411)	-5.957 ^c (1.227)	-7.913 ^c (1.679)
Carga de intereses de la deuda	0.374 ^c (0.0979)	-0.00290 (0.0619)	0.385 ^c (0.113)
Carga de intereses de la deuda (-1)	-0.0316 (0.105)	-0.0228 (0.0517)	-0.152 (0.111)
Puntuación Z	0.487 (2.335)	10.53 ^c (1.266)	
Puntuación Z (-1)	0.418 (2.351)	-8.515 ^c (1.260)	
Listada	1.271 (0.994)	1.112 (0.709)	1.786 ^a (1.022)

Cuadro B.7 (cont.)

REGRESIONES DEL MGM (BLUNDELL-BOND)			
DE BASE PARA LA INVERSIÓN			
Porcentaje de variación en los activos fijos			
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
Pequeña	-9.489 (8.215)	0.242 (6.393)	-12.08 (10.70)
Muy grande	0.492 (4.020)	-0.454 (6.046)	-3.940 (4.352)
DFI		1.074 ^c (0.0289)	
DFI (-1)		-0.175 ^c (0.0409)	
Tangibilidad		0.278 ^c (0.0488)	0.251 ^c (0.0650)
Tangibilidad (-1)		-0.258 ^c (0.0425)	-0.226 ^c (0.0591)
Singularidad		-0.0605 ^b (0.0305)	-0.0169 (0.0587)
Singularidad (-1)		-0.115 ^c (0.0249)	-0.131 ^b (0.0545)
ROAA			-0.228 ^b (0.103)
ROAA (-1)			0.288 ^c (0.103)
Constante	22.03 ^b (8.651)	31.28 ^c (8.158)	34.89 ^c (10.07)

Cuadro B.7 (cont.)

REGRESIONES DEL MGM (BLUNDELL-BOND) DE BASE PARA LA INVERSIÓN			
Porcentaje de variación en los activos fijos			
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
País	Sí	Sí	Sí
Año	Sí	Sí	Sí
Industria	Sí	Sí	Sí
N	5,443	3,990	5,172
N _g	1,219	893	1,080
J	74	78	76
Hansen	44.90	38.01	42.18
Hansen-p	0.0810	0.252	0.131
AR1	-9.738	-7.643	-9.547
AR1-p	2.07e-22	2.12e-14	1.33e-21
AR2	-0.989	0.751	-1.330
AR2-p	0.323	0.453	0.183

Los errores estándar se encuentran entre paréntesis ^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Las columnas 1, 2 y 3 representan las regresiones para los conglomerados de los sectores manufacturero, de servicios y primario. La prueba de Hansen permite detectar las restricciones de sobreidentificación para los estimadores del MGM. AR1 y AR2 son pruebas de la autocorrelación de primer y segundo órdenes. N denota el número de observaciones; J, el número de instrumentos. País, Año e Industria denotan si sus respectivas variables ficticias se introdujeron en las regresiones. Las variables se enumeran a continuación: Inversión representa el valor rezagado de la inversión fija de la empresa; Apalancamiento es el coeficiente de apalancamiento (%) de la empresa; Carga de intereses de la deuda es el coeficiente de intereses pagados a ingresos operativos (%); Crecimiento de ventas es la variación interanual del ingreso de las operaciones; Listada es la variable ficticia de las empresas que participan en el mercado de valores; ROA es el rendimiento sobre los activos (%) de la empresa; Puntuación Z es la desviación de la rentabilidad de la empresa con respecto a su coeficiente de capital dividido entre la desviación estándar del ROAA, indicador que se expresa en transformación logarítmica; Tangibilidad de los activos es el coeficiente de activos fijos tangibles a activos totales (%) de la empresa; DFI es el déficit de financiamiento interno respecto a activos totales (%) de la empresa; k-y es el término de corrección del error que refleja cómo ajustan las empresas su capital con miras a un objetivo; Pequeña y Muy grande son variables dicotómicas de empresas pequeñas y muy grandes conforme a la desagregación de Orbis; y Singularidad es el costo de los bienes vendidos respecto a ingresos operativos (%) de la empresa.

Cuadro B.8

AUTORREGRESIÓN VECTORIAL CON DATOS DE PANEL (ESTIMACIÓN DEL MGM) PARA EL ÍNDICE DE CONDICIONES FINANCIERAS Y LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS

<i>Respuesta de</i>	<i>Respuesta a</i>		
	<i>Crecimiento de la inversión fija bruta (t-1)</i>	<i>Índice de CF (t-1)</i>	<i>Crecimiento del PIB (t-1)</i>
Crecimiento de la inversión fija bruta(t)	-0.861 ^b (0.350)	0.421 ^b (0.194)	3.108 ^b (1.497)
Mediana del índice de CF por país (t)	0.196 (0.377)	-0.150 (0.229)	-0.536 (1.622)
Crecimiento del PIB (t)	-0.145 (0.0976)	0.130 ^b (0.0551)	0.447 (0.403)
Número de observaciones (N):	53		
Número de países (N):	10		
Número promedio de años:	5.30		
Criterio final Q del MGM (b):	3.04e-32		
Matriz de ponderaciones iniciales:	identidad		
Matriz de ponderaciones del GMM:	robusta		

^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. Este panel VAR satisface la condición de estabilidad propuesta por Hamilton (1994) y Lütkepohl (2005).

Prueba de causalidad de Granger (Wald) para el VAR de los datos

Ho: la variable excluida no causa la variable de la ecuación en el sentido de Granger

Ha: la variable excluida causa la variable de la ecuación en el sentido de Granger

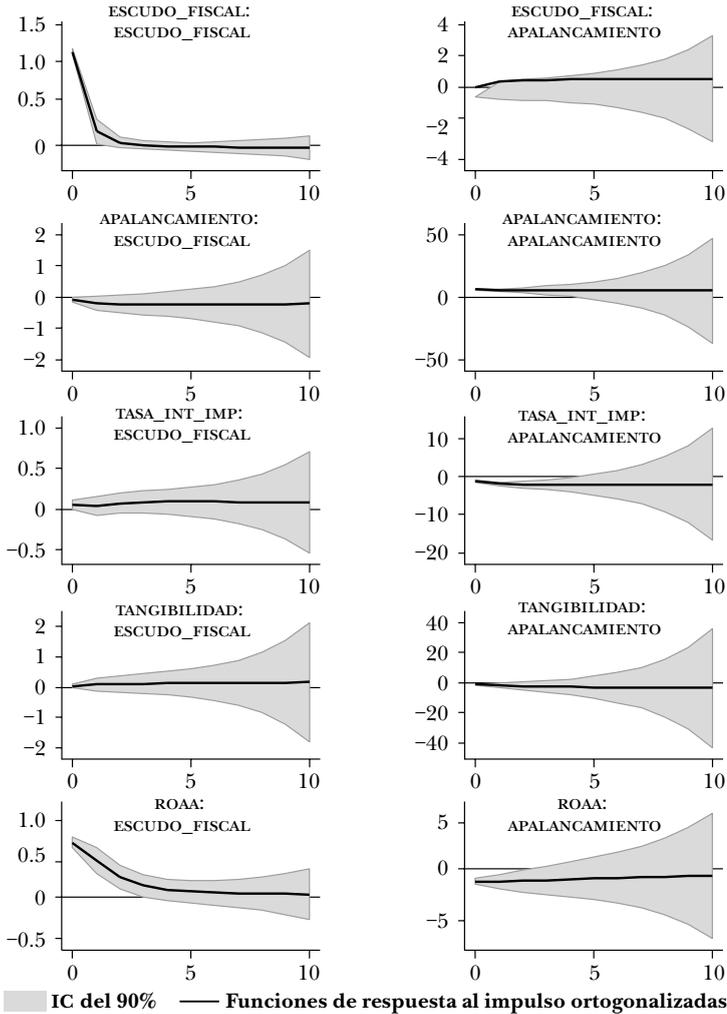
<i>Ecuación</i>	<i>Excluida</i>	χ^2	DF	<i>Prob > χ^2</i>
<i>Crecimiento de la inversión fija bruta (%)</i>	Mediana del índice de CF por país	4.714	1	0.030
	Crecimiento del PIB (%)	4.310	1	0.038
	Todos	7.135	2	0.028
<i>Mediana del índice de CF por país</i>	Crecimiento de la inversión fija bruta (%)	0.270	1	0.603
	Crecimiento del PIB (%)	0.109	1	0.741
	Todos	0.359	2	0.836
<i>Crecimiento del PIB (%)</i>	Crecimiento de la inversión fija bruta (%)	2.217	1	0.136
	Mediana del índice de CF por país	5.578	1	0.018
	Todos	6.721	2	0.035

Gráfica B.1

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio menor que la mediana (<51.02%)



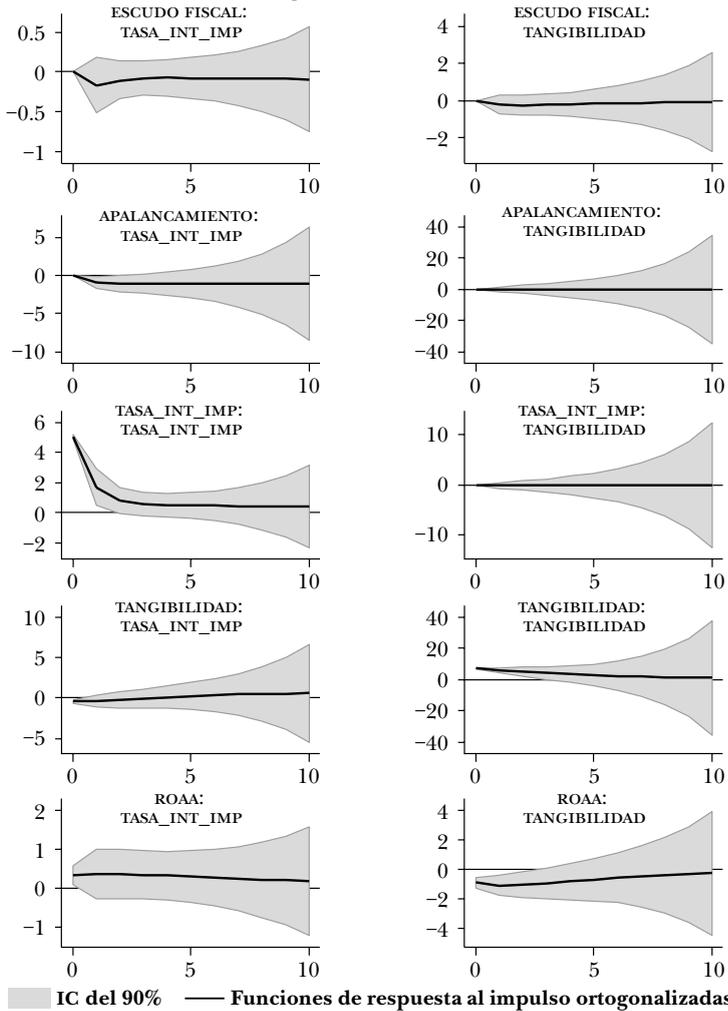
Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.1 (cont.)

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

a) *Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio menor que la mediana (<51.02%)*



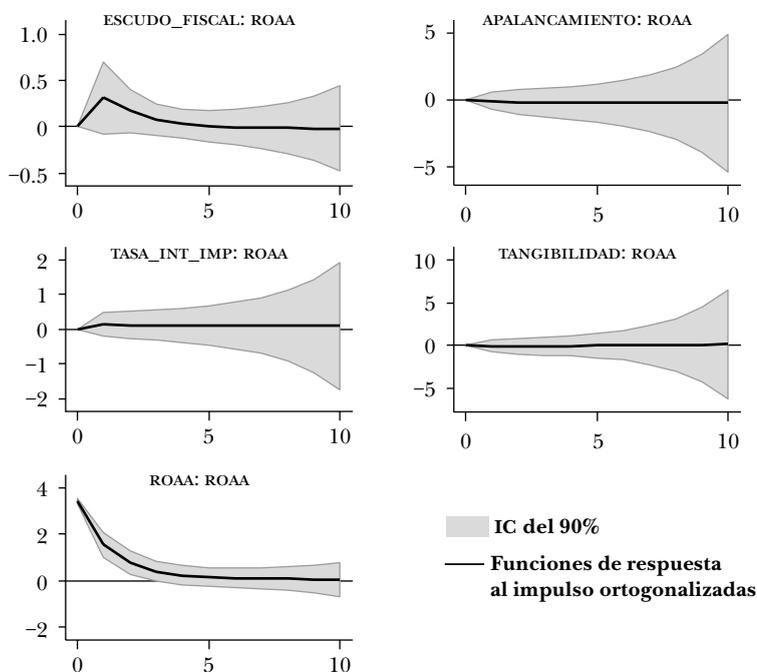
Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.1 (cont.)

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio menor que la mediana (<51.02%)

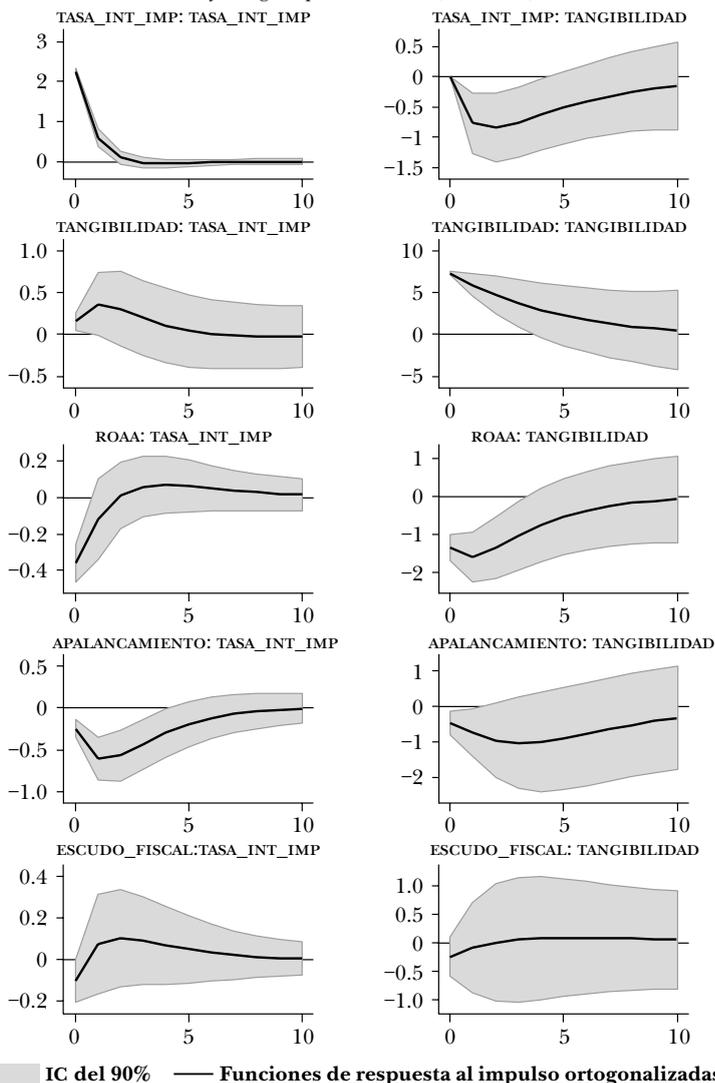


Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento medio mayor o igual que la mediana (>51.02%)

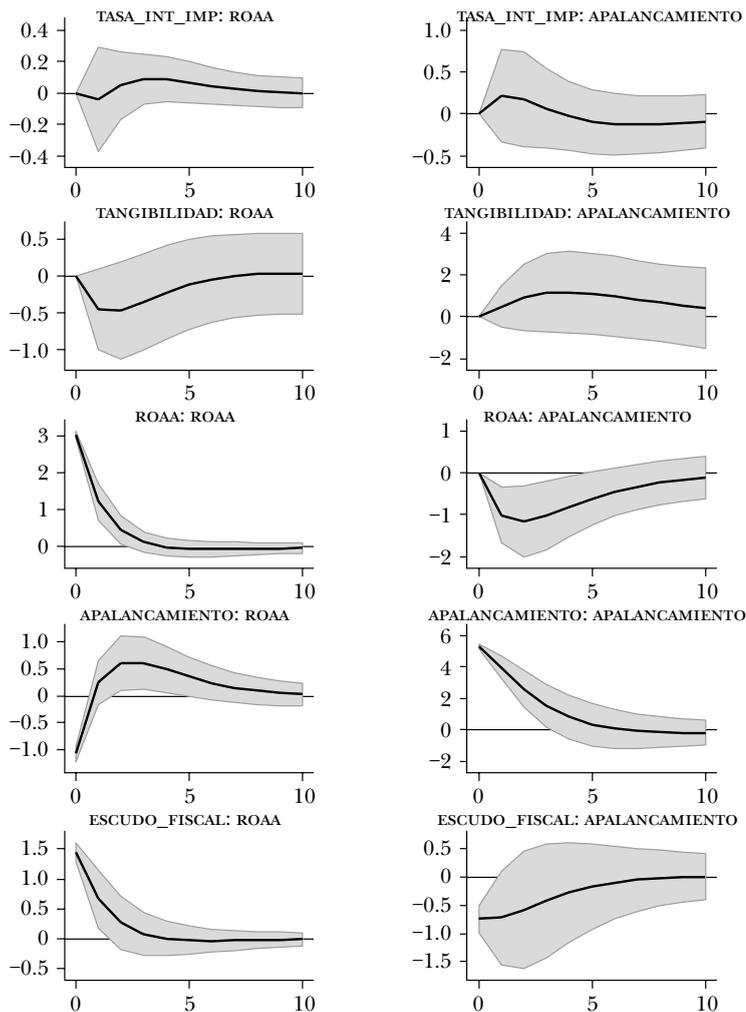


Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento medio mayor o igual que la mediana (>51.02%)



■ IC del 90% — Funciones de respuesta al impulso ortogonalizadas

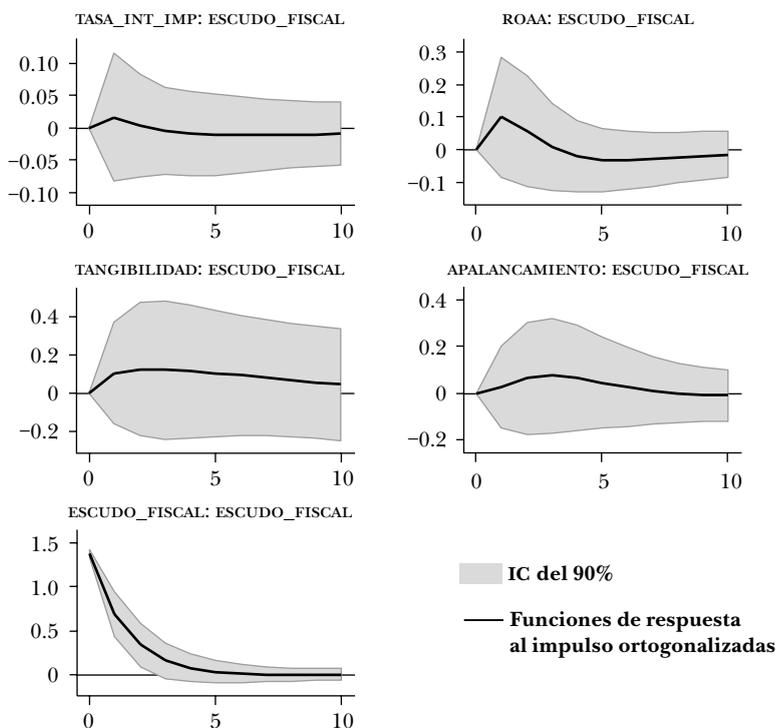
Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.2 (cont.)

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento medio mayor o igual que la mediana ($\geq 51,02\%$)



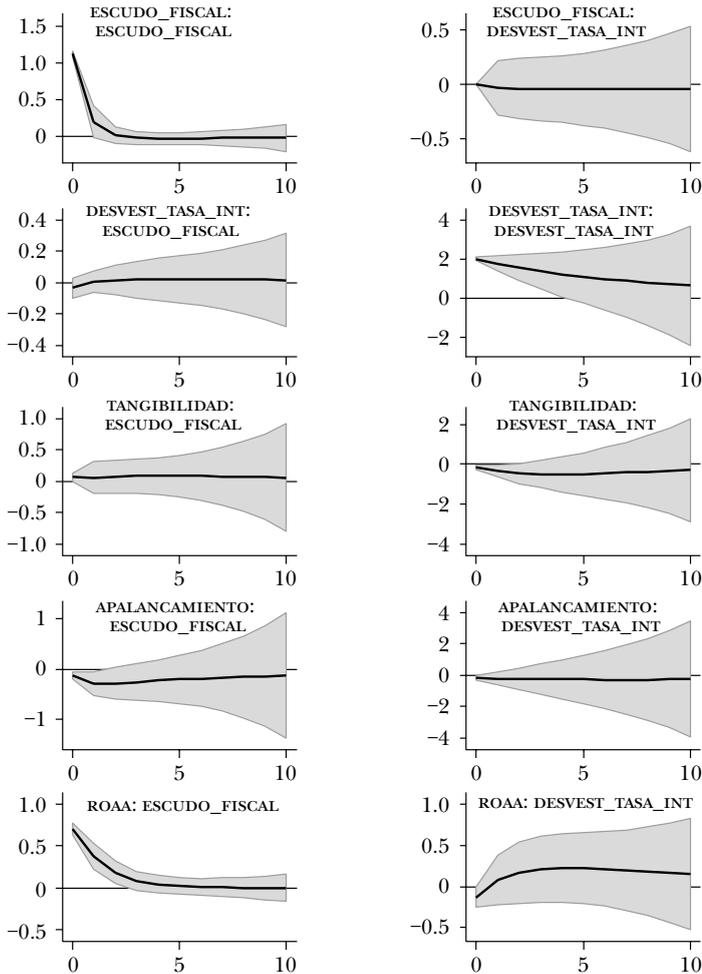
Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.3

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento menor que la mediana (<51.02%)



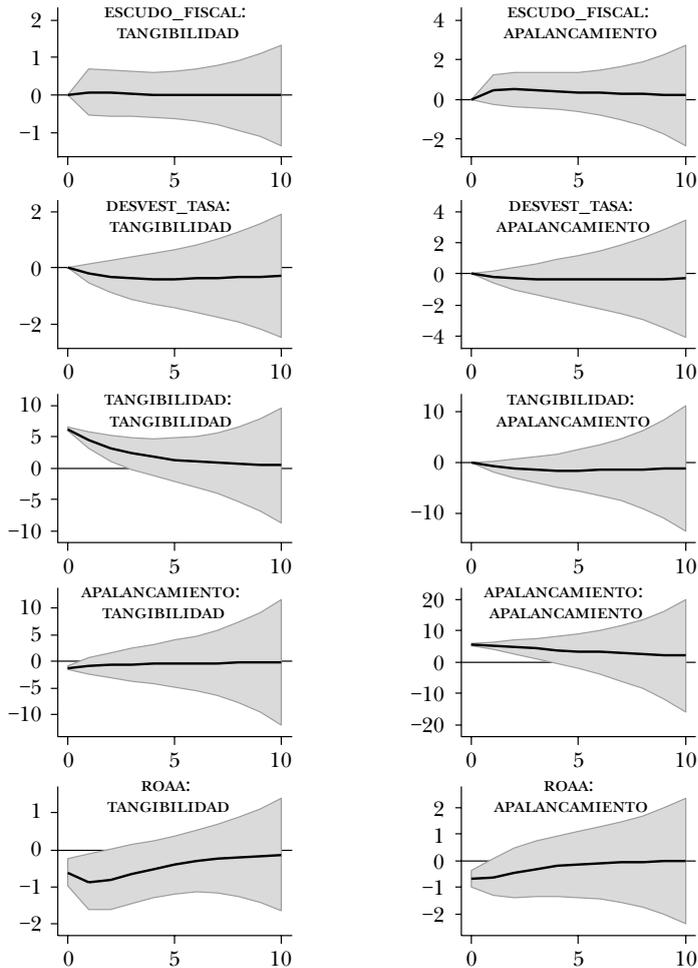
■ IC del 90% — Funciones de respuesta al impulso ortogonalizadas

Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

a) *Empresas con un coeficiente de apalancamiento medio menor que la mediana (<51.02%)*



■ IC del 90% — Funciones de respuesta al impulso ortogonalizadas

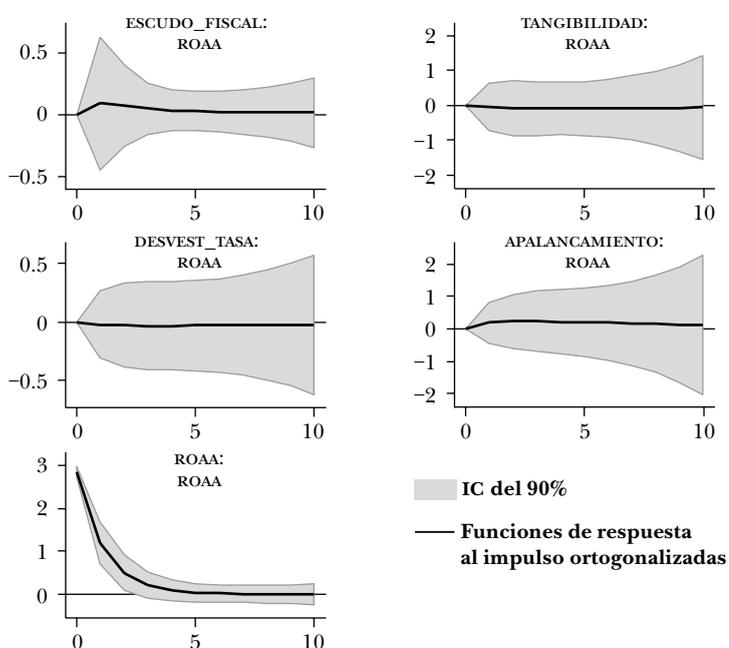
Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.4 (cont.)

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

a) *Empresas con un coeficiente de apalancamiento medio menor que la mediana (<51.02%)*

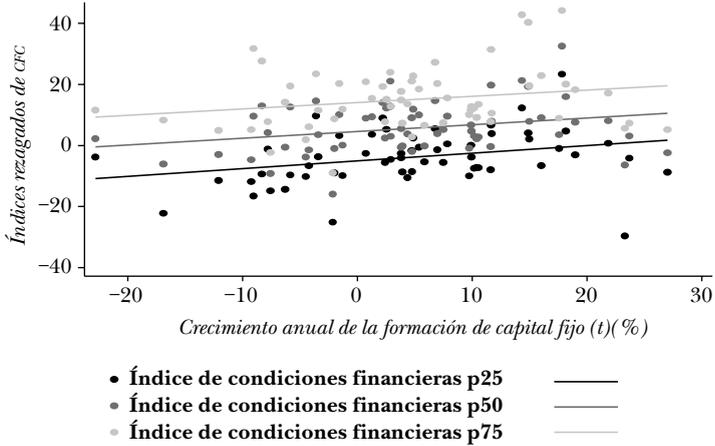


Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.5

**ÍNDICE REZAGADO DE CONDICIONES FINANCIERAS EMPRESARIALES
Y CRECIMIENTO DE LA FORMACIÓN DE CAPITAL FIJO**

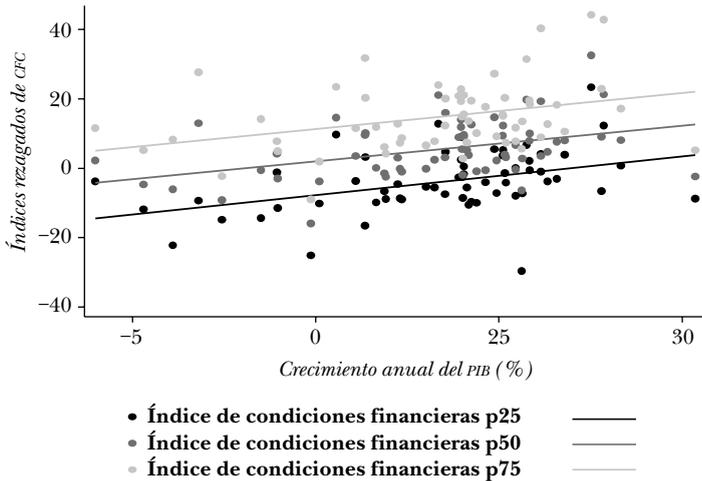
Cuantiles seleccionados de ICFC para las diez países de muestra,
cálculos de autores y WB-WDI



Gráfica B.6

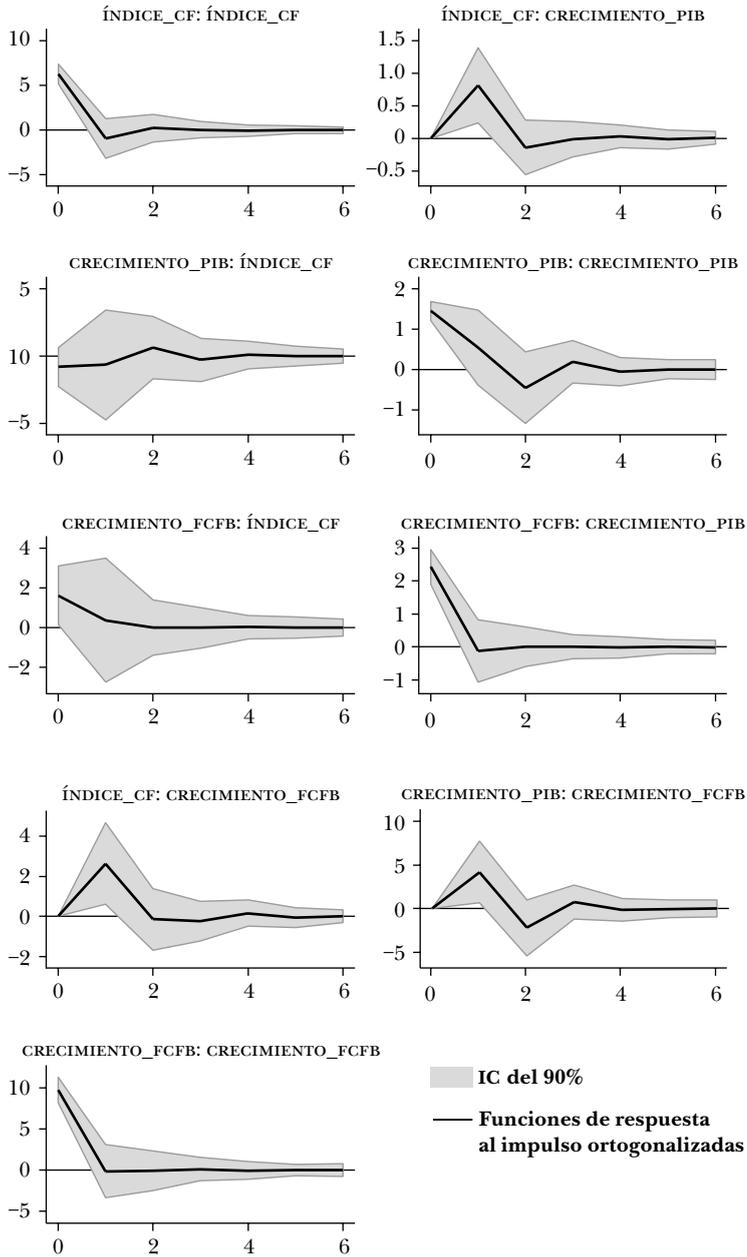
**ÍNDICE REZAGADO DE CONDICIONES FINANCIERAS EMPRESARIALES
Y CRECIMIENTO DEL PIB**

Cuantiles seleccionados de ICFC para las diez países de muestra,
cálculos de autores y WB-WDI



Gráfica B.7

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA EL ÍNDICE DE CONDICIONES FINANCIERAS Y LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS



Bibliografía

- Abrigo, M. R., e I. Love (2016), “Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata”, *The Stata Journal*, vol. 16, núm. 3, pp. 778-804.
- Arellano, M., y S. Bond (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *The Review of Economic Studies*, vol. 58, núm. 2, pp. 277-297.
- Arellano, M., y O. Bover (1995), “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models”, *Journal of Econometrics*, vol. 68, núm. 1, pp. 29-51.
- Balfoussia, Hiona, y Heather D. Gibson (2016), *Firm Investment and Financial Conditions in the Euro Area: Evidence from Firm-level Data*, Working Paper, núm. 208, Bank of Greece.
- Blundell, R., y S. Bond (1998), “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, vol. 87, núm. 1, pp. 115-143.
- Bond, S., D. Harhoff y J. van Reenen (1999), *Investment, R&D and Financial Constraints in Britain and Germany*, Working Paper, núm. 99/5, Institute for Fiscal Studies.
- Bradley, M., G. A. Jarrell y E. Kim (1984), “On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence”, *The Journal of Finance*, vol. 39, núm. 3, pp. 857-878.
- DeAngelo, H., y R. W. Masulis (1980), “Optimal Capital Structure under Corporate and Personal Taxation”, *Journal of Financial Economics*, vol. 8, núm. 1, pp. 3-29.
- Fama, E. F., y K. R. French (2002), “Testing Trade-off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt”, *Review of Financial Studies*, vol. 15, núm. 1, pp. 1-33.
- Flannery, M. J., y K. P. Rangan (2006), “Partial Adjustment toward Target Capital Structures”, *Journal of Financial Economics*, vol. 79, núm. 3, pp. 469-506.
- Frank, M. Z., y V. K. Goyal (2007), “Trade-off and Pecking Order Theories of Debt”, en *Handbook of Empirical Corporate Finance*, vol. 2 (2008), B. Espen Eckbo, pp. 135-202.
- Fuertes, A., y J. M. Serena (2014), “Firms’ Financial Soundness and Access to Capital Markets”, *Financial Stability Review*, vol. 27, Banco de España, pp. 113-132.
- Gilchrist, S., y C. Himmelberg (1998), *Investment, Fundamentals and Finance*, NBER Working Paper, núm. 6652.

- Gilchrist, Simon, Raphael Schoenle, Jae W. Sim y Egon Zakrajsek (2015), *Inflation Dynamics during the Financial Crisis*, Finance and Economics Discussion Series, núm. 2015-012, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, <<http://dx.doi.org/10.17016/FEDS.2015.012>>.
- Gomes, Joao F. (2001), "Financing Investment", *American Economic Review*, pp. 1263-1285.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, vol. 2, Princeton University Press, Princeton.
- Harris, M., y A. Raviv (1991), "The Theory of Capital Structure", *The Journal of Finance*, vol. 46, núm. 1, pp. 297-355.
- Hattori, M., y E. Takats (2015), *The Role of Debt Securities Markets*, BIS Paper, núm. 83c.
- Hernando, Ignacio, y Carmen Martínez-Carrascal (2008), "The Impact of Financial Variables on Firms' Real Decisions: Evidence from Spanish Firm-level Data", *Journal of Macroeconomics*, vol. 30, núm. 1, pp. 543-561.
- Huang, R., y J. R. Ritter (2009), "Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 44, núm. 02, pp. 237-271.
- Jensen, M. C., y W. H. Meckling (1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, vol. 3, núm. 4, pp. 305-360.
- La Rocca, M., T. La Rocca, y A. Cariola (2011), "Capital Structure Decisions during a Firm's Life Cycle", *Small Business Economics*, vol. 37, pp. 107-130.
- Lemmon, M. L., M. R. Roberts y J. F. Zender (2008), "Back to the Beginning: Persistence and the Cross-section of Corporate Capital Structure", *The Journal of Finance*, vol. 63, núm. 4, pp. 1575-1608.
- López-García, J., y F. Sogorb-Mira (2008), "Testing Trade-off and Pecking Order Theories Financing SMEs", *Small Business Economics*, vol. 31, núm. 2, pp. 117-136.
- Love, I., y I. Zicchino (2006), "Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 46, núm. 2, pp. 190-210.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer Science & Business Media.

- Michaelas, N., F. Chittenden y P. Poutziouris (1999), "Financial Policy and Capital Structure Choice in UK SMEs: Empirical Evidence from Company Panel Data", *Small Business Economics*, vol. 12, núm. 2, pp. 113-130.
- Myers, S. C. (1977), "Determinants of Corporate Borrowing", *Journal of Financial Economics*, vol. 5, núm. 2, pp. 147-175.
- Myers, S. C. (1984), "The Capital Structure Puzzle", *The Journal of Finance*, vol. 39, núm. 3, pp. 574-592.
- Myers, S. C., y N. S. Majluf (1984), "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have", *Journal of Financial Economics*, vol. 13, núm. 2, pp. 187-221.
- Rajan, R. G., y L. Zingales (1995), "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data", *The Journal of Finance*, vol. 50, núm. 5, pp. 1421-1460.
- Ramalho, J.S., y J. V. da Silva (2009), "A Two-part fractional Regression Model for the Financial Leverage Decisions of Micro, Small, Medium and Large Firms", *Quantitative Finance*, vol. 9, núm. 5, pp. 621-636.
- Serrasqueiro, Z., y A. Caetano (2015), "Trade-off Theory versus Pecking Order Theory: Capital Structure Decisions in a Peripheral Region of Portugal", *Journal of Business Economics and Management*, vol. 16, núm. 2, pp. 445-466.
- Shyam-Sunder, L., y S. C. Myers (1999), "Testing Static Tradeoff against Pecking Order Models of Capital Structure", *Journal of Financial Economics*, vol. 51, núm. 2, pp. 219-244.
- Smith, C. W., y R. M. Stulz (1985), "The Determinants of Firms' Hedging Policies", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 20, núm. 04, pp. 391-405.
- Sogorb-Mira, F. (2005), "How SME Uniqueness Affects Capital Structure: Evidence from a 1994-1998 Spanish Data Panel", *Small Business Economics*, vol. 25, núm. 5, pp. 447-457.
- Titman, S., y R. Wessels (1988), "The Determinants of Capital Structure Choice", *The Journal of Finance*, vol. 43, núm. 1, pp. 1-19.
- Windmeijer, F. (2005), "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators", *Journal of Econometrics*, vol. 126, núm. 1, pp. 25-51.

