



La histéresis de los costes en la empresa española. Un análisis empírico

Juan Monterrey Mayoral^{a,b}, Aurora Rabazo Martín^a

a) Departamento de Economía Financiera y Contabilidad, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Extremadura, Badajoz-SPAIN.

^bCorresponding author.

E-mail address: jmontrey@unex.es

ARTICLE INFO

Article history:

Received 6 April 2021
Accepted 12 January 2022
Available online 01 January 2024

Códigos JEL:
M42

Palabras clave:
Contabilidad
Comportamiento del coste
Asimetría de costes

RESUMEN

Nuestro trabajo tiene como finalidad llevar a cabo un análisis empírico de la histéresis de los costes en las empresas españolas. Tomando una amplia muestra representativa de compañías españolas no cotizadas para el periodo comprendido entre 2009 y 2019, hemos obtenido evidencia de la existencia de su comportamiento asimétrico, de manera que ante contracciones de la actividad, la reducción de operada en los costes es menor que el aumento que se produce cuando la actividad se incrementa, al quedar adheridos o retenidos. No obstante, esta conducta asimétrica no se da en todos los tipos de coste, se manifiesta en muy diversos grados y no parece apreciarse en determinados sectores económicos. Los resultados que hemos documentado son robustos y representan un avance en el conocimiento de la estructura de costes en las empresas españolas.

©2024 ASEPUC. Published by EDITUM - Universidad de Murcia. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Cost hysteresis in the Spanish firm. An empirical analysis

ABSTRACT

This paper presents the results of an empirical analysis of cost hysteresis in Spanish companies. Based on a wide sample of non-listed Spanish firms for the period 2009-2019, he obtained evidence on the existence of an asymmetric behaviour of costs. In the presence of decreases in activity, the reduction experienced by costs is less than proportional, as they appear to remain stuck or retained. However, this asymmetric behaviour, also called sticky behaviour, is not present in all types of cost, shows significantly different degrees and does not appear to exist in certain industries. Our results are robust and represent a contribution to our current knowledge on the cost structure of Spanish companies.

©2024 ASEPUC. Publicado por EDITUM - Universidad de Murcia. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

JEL classification:
M42

Keywords:
Accounting
Cost behaviour
Cost stickiness

<https://www.doi.org/10.6018/rcsar.475891>

©2024 ASEPUC. Published by EDITUM - Universidad de Murcia. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

1. Introducción

El modo en que se comportan los costes en respuesta a los cambios en el nivel de actividad de las empresas ocupa un lugar central en el ámbito de la Contabilidad de Gestión, que otorga la máxima relevancia estratégica a la capacidad de las compañías para anticipar el impacto que las variaciones de la demanda ocasionan en sus costes, y, en última instancia, en sus resultados. El enfoque tradicional asume la existencia de una relación lineal y monótona entre un portador de costes o base de actividad, como, por ejemplo, el nivel de producción o las ventas, y los costes a él asociados. En esta visión convencional, los costes variables son, en el corto plazo, estrictamente proporcionales al portador de costes, mientras que los fijos permanecen constantes¹. Expresado de otro modo, el aumento de los costes ante un crecimiento de la actividad se comporta de manera simétrica a la reducción que se opera en ellos cuando disminuye la actividad.

Sin embargo, la asunción de proporcionalidad del comportamiento de los costes comenzó a cuestionarse a partir de los trabajos, entre otros, de Cooper & Kaplan (1992) y Noreen & Soderstrom (1994). Cooper & Kaplan (1992) criticaron el modelo convencional por entender que cuando una actividad decrece, ello no implica que, de manera mecánica, se eliminen los recursos no utilizados, y, a la inversa, que cuando la actividad aumenta no se añadan recursos de manera también mecánica. Para Anderson (2007), esta respuesta asimétrica ante modificaciones en el nivel de actividad, señaladamente cuando tiene lugar una contracción de la demanda, viene a ser la expresión de una respuesta compartida por los gerentes, que son reacios a ajustar los costes, ya que se trata de una decisión onerosa que requiere incurrir en indemnizaciones, cerrar o dismantelar instalaciones, reubicarlas, etc., y que, en consecuencia, solamente acometerán si perciben que la actividad no recuperará a corto plazo su anterior nivel.

Con base en este razonamiento que postulaba esta asimetría, Anderson et al. (2003) demostraron empíricamente la existencia del fenómeno de la histéresis de los costes, es decir, que -siguiendo su terminología— los costes son “sticky”, “pegajosos”, por lo que su variación no es proporcional a la variación de la actividad, de manera que en el caso de que se produzca una contracción de ésta, los costes se reducirían en una proporción menor, mostrando una cierta adherencia. Esta inercia de los costes trae causa de la acción deliberada de los gerentes, cuyas decisiones dan lugar al comportamiento asimétrico que venimos indicando.

El trabajo de Anderson et al. (2003) impulsó la literatura empírica sobre la asimetría de los costes, que desde entonces ha venido documentando de manera precisa y reiterada cómo este desigual comportamiento afecta a cuestiones tan relevantes como el análisis fundamental (Anderson et al., 2007), la predicción del resultado (Banker & Chen, 2006; Weiss, 2010), el conservadurismo condicional (Banker et al., 2016), la dirección de resultados (Kama & Weiss, 2013), los pronósticos de analistas (Weiss, 2010) o la persistencia y volatilidad del resultado (Banker et al., 2016).

Para situar al lector, y sin perjuicio de un mayor desarrollo de estas ideas en las secciones siguientes del trabajo, podemos avanzar que la asimetría de costes se produce cuando, ante una contracción de la demanda, los gerentes tienen que decidir entre mantener los recursos disponibles -físicos, hu-

manos, etc., devenidos en ociosos por el exceso de capacidad que conlleva la menor actividad—, con el coste inherente a su mantenimiento, o abordar su reducción, lo que conlleva incurrir en costes de adaptar de la capacidad. En el caso de optar por ajustarla, si con posterioridad la demanda se recupera, la empresa volvería a incurrir en nuevos costes, en este caso los derivados de volver a ampliarla.

Es en esta tensión en la que los gerentes han de adoptar complejas decisiones, y es este difícil escenario el que explica cómo en muchas ocasiones, los gerentes son remisos a suprimir la disponibilidad de recursos. En definitiva, cuando las empresas mantienen la capacidad instalada y soportan el coste de la inactividad, están optando por lo malo -asumir el coste de mantener recursos ociosos—y descartando lo peor -acometer el coste de ajuste con el riesgo de incurrir en costes adicionales si en futuro se recuperase la demanda—, por lo que, desde esta perspectiva, los gerentes únicamente acometerán la adaptación de sus recursos cuando perciban que la contracción de la demanda tiene carácter permanente. Sin embargo, cuando tiene lugar un aumento de la demanda no hay mucho espacio para la discreción gerencial, porque se trata de añadir recursos². No obstante, también puede darse una situación en la que una reducción en el nivel de actividad se vea acompañada de una reducción en costes proporcionalmente superior, lo que dejaría constancia del efecto contrario, esto es, de costes “anti-sticky”. En suma, y como acertadamente escriben Banker & Byzalov (2014), la interacción de decisiones gerenciales deliberadas y el coste de ajuste de la capacidad disponible introduce una intrincada dinámica en la elección del nivel óptimo de recursos.

Con estas premisas, nuestro trabajo tiene por objeto llevar a cabo un análisis de la histéresis de los costes en la empresa española. Como precedentes, y hasta donde nuestro conocimiento alcanza, nos constan los estudios de Argilés & García Blandón (2009), que estudiaron el comportamiento de los costes en empresas agrícolas catalanas, y de Werbin et al. (2012), en compañías de los sectores de fabricación de muebles y de servicios de alojamiento y restauración. La evidencia que seguidamente vamos a documentar complementa los resultados empíricos recogidos en ambas investigaciones, extendiéndola a la totalidad de los sectores económicos, ampliando significativamente el horizonte temporal del análisis, controlando en las especificaciones empíricas por el efecto de los determinantes de la inercia y verificando la diferente respuesta de cada tipo de coste. Entendemos por tanto que nuestro trabajo representa una contribución al conocimiento de la dinámica de los costes de la empresa española.

El resto del trabajo se organiza como sigue: en la sección segunda llevamos a cabo una revisión de la literatura más relevante sobre la materia; en la tercera sección planteamos el diseño de nuestra investigación, enunciando las hipótesis que posteriormente serán objeto de contraste; en la cuarta abordamos la especificación empírica de los modelos econométricos y describimos las variables que los integran; en la quinta sección presentamos la muestra de empresas, sus principales estadísticos descriptivos y las correlaciones entre las variables objeto de análisis; en la sexta mostramos y discutimos los principales resultados empíricos obtenidos; en la séptima llevamos a cabo pruebas complementarias que nos permitan extender nuestros resultados principales y en la octava recogemos las principales conclusiones, así como las limitaciones que podrían afectar a nuestros hallazgos empíricos.

¹No obstante, esta asunción puede relajarse, de manera que, incluso si un coste no es estrictamente proporcional, puede serlo de manera aproximada dentro de un margen relevante, que es el rango de actividad en el que la hipótesis de proporcionalidad se considera razonablemente válida (Garrison et al., 2012, p. 36).

²En el modelo tradicional de división de los costes en fijos y variables no se asume la existencia de discreción gerencial, puesto que los costes vienen determinados de manera mecánica y exclusiva por el volumen de producción necesario para atender la demanda.

2. Revisión de la literatura

Como hemos avanzado, la literatura sobre asimetría de costes se inicia con los trabajos de [Cooper & Kaplan \(1992\)](#) y [Noreen & Soderstrom \(1994\)](#), si bien su análisis empírico comienza a florecer a partir del estudio de [Anderson et al. \(2003\)](#), quienes, sobre la base de una muestra de 64.663 observaciones empresas-años comprendidas entre 1979 y 1998, estimaron la magnitud de la asimetría empleando un modelo de regresión que capta el porcentaje de cambio del coste —en su caso, de los costes de ventas, generales y de administración— en respuesta al porcentaje de cambio en el nivel de actividad, representada ésta mediante la cifra de ventas.

El trabajo de [Anderson et al. \(2003\)](#) abrió paso a una línea de investigación que, de manera constante, ha dejado constancia de la asimetría de costes, aportando una primera evidencia de que las modificaciones operadas en los costes no dependen solamente de la magnitud del cambio en el nivel de actividad, sino también de la dirección de dicha actividad (creciente o decreciente), y en la que la cifra de ventas ha sido el subrogado empleado como representación del nivel de actividad. Aunque están disponibles dos amplias y documentadas revisiones de la literatura, a cargo de [Banker & Byzalov \(2014\)](#) y [Banker et al. \(2018\)](#), a las que nos remitimos, parece conveniente hacer un recorrido, sin ánimo de exhaustividad, tanto por los estudios más representativos como por aquellos que son más próximos a las características y enfoque de nuestro trabajo, distinguiendo dos grupos diferenciados; primeramente, el de las investigaciones que han documentado la existencia y magnitud de la asimetría de costes, así como sus causas y determinantes, y a continuación, el de aquellas otras que han estudiado los efectos y consecuencias inducidas por este desigual comportamiento.

En cuanto a las causas de la asimetría de costes, ya en su trabajo pionero [Anderson et al. \(2003\)](#) señalaron sus determinantes, proponiendo, y también demostrando empíricamente, que este comportamiento guarda una relación directa con la magnitud de los costes necesarios para adaptar los recursos disponibles a las condiciones cambiantes de la demanda, señaladamente los incurridos para el ajuste de la capacidad productiva instalada y los devengados para la reestructuración de personal. Desde entonces, los primeros han venido siendo aproximados mediante la importancia relativa de los inmovilizados, y los segundos mediante la intensidad del empleo, utilizando para ello diferentes medidas que captan ambas características.

Si bien la práctica totalidad de la investigación de la última década incluye en sus especificaciones empíricas subrogados tanto de la intensidad de los inmovilizados como del empleo, algunos trabajos profundizan de manera específica en los factores determinantes de la inercia de los costes. En esta línea, cabe citar el de [Banker et al. \(2014\)](#), que estudia el modo en que las expectativas de los directivos sobre el nivel de demanda afectan al comportamiento asimétrico, y cuyos resultados dan testimonio de que los costes muestran una menor adherencia en etapas de mayor pesimismo empresarial con respecto a las ventas futuras, representadas mediante el volumen alcanzado por la cartera de pedidos o subrogadas por las ventas de ejercicios anteriores.

Otros trabajos analizan la relación de la asimetría con la calidad de la gobernanza y con los incentivos personales de los directivos, y así, [Chen et al. \(2012\)](#) documentan cómo la adherencia de los costes es más pronunciada en compañías con mayores debilidades en sus actividades de gobierno corporativo, al impulsar la propensión a que los gerentes actúen

en su propio beneficio, mientras que [Kama & Weiss \(2013\)](#) obtienen evidencia de que las prácticas de dirección de resultados reducen la asimetría de costes en aquellas firmas en las que los directivos vinculan su retribución a objetivos de beneficios.

Otros autores han medido el grado de asimetría sobre la base de considerar en qué medida diferentes niveles de capacidad utilizada podrían conducir a una distinta inercia en los costes. Un buen exponente es el estudio de [Dalla Via & Perego \(2014\)](#), que prueban la relación directa entre la magnitud de los cambios en los niveles de actividad y la intensidad de la asimetría, siendo ésta mayor cuanto mayor es también la variación en la actividad.

Asimismo, [Bugeja et al. \(2015\)](#) y [Subramaniam & Watson \(2016\)](#) demuestran cómo la asimetría no solo depende de la magnitud del cambio operado en los niveles de actividad, sino también de la filiación sectorial de las empresas, en la que juegan un papel determinante las diferentes condiciones de la demanda, la tecnología disponible o el entorno competitivo. A su vez, los resultados de [Banker et al. \(2013\)](#) ponen de manifiesto que la inercia de los costes se ve críticamente condicionada por el marco de las relaciones laborales y [Balakrishnan & Gruca \(2008\)](#) describen los efectos de la calidad de la organización sobre la inercia de los costes.

El caso de la asimetría de costes en España ha sido abordado por [Argilés & García Blandón \(2009\)](#) y por [Werbin et al. \(2012\)](#). [Argilés & García Blandón \(2009\)](#) estudian las empresas agrícolas catalanas para el periodo comprendido entre 1989 y 1993, y sobre una base de 170 explotaciones y empleando en su análisis principal un modelo de diferencias, distinto a la expresión logarítmica habitualmente empleada en la literatura, documentan la existencia de comportamiento asimétrico de costes, si bien al emplear el modelo logarítmico en sus pruebas complementarias, su evidencia queda confinada a las explotaciones agrícolas de mayor tamaño. [Werbin et al. \(2012\)](#) también aportan resultados compatibles con la inercia de costes en su trabajo sobre dos sectores, fabricación de muebles y servicios de alojamiento y restauración, basándose en una muestra de 1.407 empresas entre 2005 y 2007.

En esta literatura, aunque la gran mayoría de los estudios emplean las ventas como subrogado del nivel de actividad, se trata de una caracterización imperfecta, ya que las variaciones de dicho nivel podrían estar inducidas por cambios en los precios, sin que la actividad se viese afectada, y asimismo, el número de unidades vendidas tampoco sería un buen indicador del nivel de actividad, puesto que en el caso de la producción múltiple, que es lo más usual, las unidades producidas no son homogéneas en cuanto al consumo de recursos. No obstante, se trata de una aproximación inevitable, habida cuenta de la imposibilidad de contar con inputs de carácter físico cuando se trabaja con amplias muestras de empresas. [Shust & Weiss \(2014\)](#) apuntan una imperfección adicional, proveniente de la naturaleza de la información contable sobre la que se ha edificado la práctica totalidad de la literatura empírica sobre la histéresis de los costes, al demostrar, en contraposición a la tesis que postulan [Banker & Byzalov \(2014\)](#), que los datos procedentes de la contabilidad financiera no constituyen la base óptima para captar la asimetría de los costes en su sentido económico, puesto que la discrecionalidad contable estaría afectando a la estimación del nivel de asimetría, de manera que la histéresis sería menos pronunciada en los costes económicos reales que en su aproximación a través de los gastos procedentes de la contabilidad externa.

Para superar estos inconvenientes, algunos trabajos han empleado medidas alternativas inmunes a las alteraciones en

los precios y al número de unidades vendidas, y así, Dierynck et al. (2012), en su estudio referido a empresas belgas no cotizadas, toman como medida del nivel de actividad el volumen de horas trabajadas, mientras que Cannon (2014), al estudiar los costes de las operadoras de líneas aéreas, emplea datos de capacidad y actividad medidas en términos de millas-plazas recorridas. Balakrishnan et al. (2004) utilizan datos relativos a terapias clínicas aplicadas para medir la capacidad utilizada en hospitales norteamericanos, confirmando la existencia de asimetría de costes en los tres estudios mencionados.

En cuanto a los efectos ocasionados por este fenómeno, y comenzando por sus consecuencias en el mercado de capitales, hemos de citar la importante contribución de Weiss (2010), que distingue entre empresas “sticky” o de costes “pesados” y empresas “anti-sticky” o de costes ligeros, encontrando evidencia de que en empresas con mayor adherencia de costes, los pronósticos de analistas suelen ser menos acertados. Banker et al. (2016) retan las contribuciones de la investigación sobre el impacto del conservadurismo en las rentabilidades bursátiles al postular, con base en sus resultados empíricos, que una porción significativa del reconocimiento asimétrico de ingresos y gastos no trae causa de la orientación conservadora de la norma contable, sino de la inercia inherente a los costes.

Algunos estudios analizan en qué medida el desigual comportamiento de los costes afecta a importantes propiedades del resultado. Anderson et al. (2007), Banker & Chen (2006), Baumgarten et al. (2010) y Ciftci et al. (2016) investigan su efecto sobre la capacidad predictiva de los resultados, documentando cómo los errores de pronóstico se reducen significativamente cuando a los modelos de predicción se incorpora información sobre el grado de asimetría.

En definitiva, podemos afirmar que la literatura sobre asimetría de costes ha corroborado de manera precisa y constante su existencia, si bien en diferentes grados, entornos económicos y sectoriales, y no en todos los tipos de costes, pero, en cualquier caso, ha de reconocerse que, en su conjunto, representa una notable contribución al entendimiento de una cuestión tan esencial como el conocimiento del modo en que se comportan los costes.

3. Formulación de hipótesis

3.1. Marco teórico: evidencia de la histéresis de los costes

Desde un punto de vista teórico, la histéresis de los costes puede producirse, en primer lugar, por la existencia de costes semifijos irreversibles, es decir, aquellos que son fijos en un cierto tramo o nivel de actividad, pero que, una vez adoptada la decisión de incurrir en ellos, no se pueden modificar sin asumir un coste de ajuste. Un ejemplo característico de coste semifijo irreversible es el devengado por la incorporación de personal con contrato indefinido ante un aumento de la demanda que en principio se considera permanente, pero que, ante una posterior contracción, no puede revertir, a menos que se afronten indemnizaciones. En segundo lugar, la histéresis también puede darse a nivel de línea de negocio, establecimiento o sucursal, en los que existen costes fijos propios, esto es, los derivados de la existencia de una infraestructura directamente relacionada con la producción de bienes o la prestación de servicios, que desaparecerán en el momento en el que se abandone la actividad, frente a los costes fijos comunes, que no van a desaparecer.

En el enfoque convencional, que como hemos avanzado asume la asimetría en el comportamiento de los costes, la relación entre éstos y el nivel de actividad es lineal y monótona.

Un buen punto de partida para entender este cambio de enfoque a partir de los trabajos de Cooper & Kaplan (1992) y Noreen & Soderstrom (1994) es la igualdad básica propuesta por los primeros, $\text{recursos disponibles} = \text{recursos empleados} + \text{recursos ociosos}$, que implica que las empresas pueden estar dispuestas a mantener recursos no empleados si se prevé un aumento de la actividad a corto plazo que reduzca, o incluso elimine, la capacidad no empleada. En esta situación, los gerentes tendrían incentivos para soportar por algún tiempo los costes incurridos como consecuencia de disponer de recursos ociosos, evitando así tanto los desembolsos necesarios para ajustar la capacidad al nivel de actividad actual como otros costes posteriores que se producirían en el caso de que, ante un aumento futuro de la demanda, hubiera que volver a ampliar la disponibilidad de recursos.

Como vemos, la idea es sencilla e intuitiva, pues se trata de calibrar hasta qué punto merece la pena mantener o no el nivel actual de capacidad disponible, en función tanto de la demanda previsible como de los costes de ajuste y readaptación de dicha capacidad, que venían siendo ignorados en el enfoque tradicional del análisis de costes. Así las cosas, si la percepción de los gerentes es que en un plazo razonablemente corto pudiera darse una expansión de la demanda, serán propensos a mantener la capacidad actual y, por tanto, a soportar los costes a ella asociados, pues las expectativas de mayores ingresos futuros permitirán absorber el efecto adverso de los sobrecostes incurridos como consecuencia de retener y no eliminar la capacidad no utilizada. Por el contrario, si no cabe esperar una expansión de la demanda, la prioridad de los directivos será adaptar los recursos a las condiciones de la demanda y suprimir los que han sobrevenido en ociosos, lo que inevitablemente implica incurrir en costes de ajuste, pero que permitirán evitar otros costes aún mayores, los asociados a una innecesaria capacidad instalada que, en una palmaria manifestación de ineficiencia, se generarían ejercicio tras ejercicio.

Por ello, el enfoque de la histéresis de los costes está asentado sobre dos pilares básicos; el primero, que el comportamiento de los costes trae causa, en buena medida, de las decisiones deliberadas de los gerentes cuando comprometen recursos –los costes son ocasionados por el empleo de recursos, afirman Cooper & Kaplan (1992)–, y el segundo, que, si bien los recursos comprometidos pueden ser modificados a corto plazo, se trata de un ajuste costoso. Y de aquí que, como escriben Banker & Byzalov (2014), la interacción entre las decisiones gerenciales y el coste de ajustar los recursos introduzca una dinámica ciertamente compleja en la elección óptima del nivel de éstos.

Este análisis coste-beneficio inherente a las decisiones sobre costes constituyó la base sobre la que Noreen & Soderstrom (1994) abordaron el estudio de los gastos generales de los servicios hospitalarios del estado de Washington, demostrando empíricamente que su comportamiento distaba mucho de ser proporcional al nivel de actividad, debido al diferente modo en que cada gerente los ajustaba ante cambios en dicho nivel. Como indican Banker et al. (2018), los directivos seleccionan el nivel de recursos que consideran apropiado tomando en consideración un variado conjunto de circunstancias, tales como las condiciones previsibles de la demanda, la tecnología de producción, la existencia de restricciones financieras o *covenants*, el entorno regulatorio o la estructura de propiedad de la compañía, y entrando también en juego sus propios incentivos personales, como la compensación salarial o, simplemente, conductas *empire building*³, sin que sean aje-

³*Empire building* es la denominación empleada para describir la conducta de directivos orientados a adquirir notoriedad, poder e influencia personal

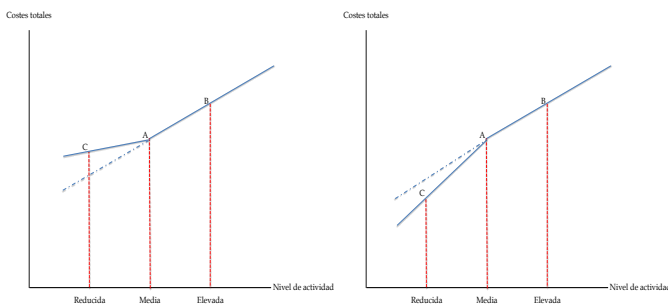
nos a su proceso de decisión el efecto de sesgos cognitivos o de inevitables errores de juicio.

Por tanto, en una situación de contracción de la demanda, los gerentes evalúan ante todo si se trata de una reducción de carácter permanente o coyuntural. De estimarse que se trata de una depresión pasajera de la actividad, cabe deducir que no acometerán el ajuste de la capacidad instalada y, de manera deliberada, se retendrán los recursos disponibles, ya que en este escenario es menos gravoso soportar los costes derivados de mantenerlos —aunque de manera transitoria no se utilicen en su totalidad— que afrontar un doble coste: el de acomodar la capacidad a las condiciones actuales de la demanda y, además, el derivado de ampliarla de nuevo para adaptarla a una esperada recuperación de la demanda.

Pues bien, en este escenario, en el que ante una reducción de la demanda la respuesta de la empresa no es readaptar los recursos, sino mantener su nivel actual por considerar que se trata de una retracción temporal, se produce un fenómeno de asimetría en la función de costes, ya que el mantenimiento intencionado de la capacidad instalada, siendo consciente de que en parte no está siendo utilizada, da lugar a que la reducción de los costes no sea proporcional a la contracción de la actividad, sino menor.

El **Gráfico 1** ilustra el comportamiento asimétrico de los costes cuando se produce un cambio en el nivel de actividad. En la figura de la izquierda, aquellos son menos sensibles a una reducción en el nivel de actividad que a un aumento, al quedar deliberadamente retenidos o adheridos (“*sticky costs*” en la literatura académica sobre comportamiento de los costes), siguiendo la línea continua en lugar de la línea de puntos. La situación opuesta se da en la figura de la derecha, en la que la reducción de actividad se ve acompañada de una reducción de costes aún mayor (*anti-sticky costs*), dándose una situación de “asimetría inversa” que podría producirse en el caso en el que los gerentes *anticipasen* las decisiones de ajuste de capacidad si perciben que en el futuro la actividad podría seguir declinando.

Gráfico 1. Ilustración del comportamiento asimétrico de los costes



Con base en este razonamiento, nuestra primera tarea consistirá en verificar si, ante una disminución del nivel de actividad, representado por el volumen de ventas, la respuesta de los costes no es proporcional, sino asimétrica, de manera que la reducción de éstos es de menor magnitud que la reducción de las ventas, y de aquí que la primera de las hipótesis que serán objeto de contraste empírico se enuncie en sus términos alternativos y del siguiente modo:

H_1 : Cuando se reduce el nivel de actividad, representado mediante las ventas, la magnitud relativa de su minoración es

a través de sus decisiones empresariales. Como escriben **Chen et al. (2012)**, cabe intuir que este tipo de gerentes evitarían reducir o limitar la disponibilidad de recursos ante contracciones de la demanda, pero los aumentarían de manera excesiva cuando ésta se incrementa.

mayor que la magnitud relativa de la reducción de los costes, que permanecen en algún grado retenidos o adheridos.

3.2. Diferencias en el grado de asimetría de cada tipo de coste

Ahora bien, como señalan **Banker & Byzalov (2014)** y **Banker et al. (2018)** en sus revisiones de la literatura, está claramente documentado cómo la mayor parte de los costes son asimétricos, si bien no todos podrían mostrar esta característica, debido a la diferente naturaleza de cada uno de ellos. Y además, esta asimetría podría exhibir diferentes grados, e incluso mostrar un comportamiento inverso (*anti-sticky*), dependiendo de la mayor o menor dificultad u onerosidad para adaptarlo a los cambios de la demanda, por lo que cabe esperar que alguno, como el coste de aprovisionamiento, cuyo ajuste implica si acaso un coste mínimo, muestre una reducida —o ninguna— asimetría, y otros, por el contrario, manifiesten una fuerte adherencia, posiblemente tanto mayor cuando más gravoso sea su ajuste. En consecuencia, la segunda de las hipótesis que someteremos a contraste, también de manera alternativa, es la siguiente:

H_2 : El grado de asimetría es diferente para cada tipo de coste.

3.3. Determinantes del grado de asimetría de costes

La literatura empírica sobre asimetría de costes, encabezada por **Anderson et al. (2003)**, ha venido aceptando de manera prácticamente unánime que este comportamiento está críticamente condicionado por dos circunstancias, los costes de ajuste necesarios para adaptar la capacidad disponible a las condiciones de la demanda, eliminando capacidad ociosa, y las expectativas de los gerentes. Con relación a los primeros, resulta evidente que su mayor o menor magnitud se erigen como una importante restricción, de tal suerte que cuando son de una cuantía significativa, mayor será también la propensión a mantener el nivel de disponibilidad de recursos y, en consecuencia, a retener los costes a ellos anudados, dando lugar a una mayor asimetría. Si, por el contrario, el ajuste del coste es reducido o soportable a niveles moderados, es más probable que la empresa acometa su ajuste, de manera que la asimetría será más reducida o incluso podrá desaparecer.

Así, la disponibilidad de algunos recursos requiere acometer inversiones significativas en inmovilizado y por tanto su ajuste (por ejemplo, el cierre de una planta industrial) da lugar a importantes costes, por lo que su modificación a corto plazo será frecuentemente problemática, mientras que otros, como el aprovisionamiento, o costes de carácter exógeno (por ejemplo, la producción subcontratada) son, por su flexibilidad, muy sencillos de adaptar en el corto plazo. Con respecto a los gastos de personal, cabe pensar que algunos de sus componentes, como retribuciones variables vinculadas a objetivos de ventas o de resultados, podrán ser ajustados con facilidad, mientras que otros, asociados a modificaciones estructurales del nivel de empleo, como indemnizaciones, serán más costosos y, con la finalidad de evitarlos, podrían mantenerse inertes en alguna medida.

Pero, además, en nuestra opinión también podría ser posible que, ante una elevada onerosidad de los ajustes, las empresas estableciesen una suerte de jerarquía de preferencias, de manera que, aún asumiendo un elevado coste, optasen por adaptar en primer lugar aquellos recursos que supongan un menor esfuerzo económico, manteniendo solamente los

que requieran afrontar un importe aún mayor. De tener lugar esta jerarquía, podría darse el caso de que únicamente mostrasen asimetría los costes de ajuste más elevados, tendiendo a una mayor simetría aquellos cuya adecuación a la demanda implicase un coste más reducido, o, incluso, podría producirse una situación de asimetría inversa (*anti-sticky*) si el ajuste puede realizarse a un nivel moderado de coste y la gerencia percibe que la reducción de la actividad podría ser persistente en periodos futuros, anticipando de este modo la solución a problemas venideros.

Así pues, y con base en lo que acabamos de razonar, la tercera de las hipótesis es:

H₃: El grado de asimetría está determinado por la intensidad de los inmovilizados y el nivel relativo de empleo.

Con respecto a la segunda de las circunstancias apuntadas, las expectativas sobre la demanda futura, [Banker et al. \(2008\)](#) demuestran empíricamente cómo en situaciones en las que los gerentes son optimistas con respecto a su evolución futura, el grado de asimetría es mayor, ya que son más propensos a retener recursos, evitando incurrir en costes de ajuste ante la previsible recuperación del nivel de actividad; por el contrario, cuando son pesimistas sobre la demanda futura, tenderán a adaptar los recursos disponibles, asumiendo el coste de dicha adaptación, reduciéndose así la asimetría o, incluso, como indican [Kama & Weiss \(2013\)](#), pudiendo revertir a la situación inversa (*anti-stickness*), es decir, en la que la reducción de los costes sea proporcionalmente mayor que la reducción de las ventas. De este modo, la cuarta hipótesis se enuncia así:

H₄: El grado de asimetría se reduce cuando la tendencia de las ventas es declinante.

4. Especificación empírica y medición de variables

La caracterización más habitual de la asimetría de costes es la que se representa mediante la relación funcional siguiente:

$$\Delta Costes = \alpha + \beta_1 * \Delta Ventas + \beta_2 * (Red * \Delta Ventas) \quad (1)$$

Donde $\Delta Costes$ es la variación anual operada en los costes, $\Delta Ventas$ es el cambio anual en el nivel de actividad, subrogado mediante la cifra de ventas, y Red es una variable dicotómica que toma el valor 1 si las ventas se reducen y 0 en caso contrario. Como podemos apreciar, β_1 capta la elasticidad de los costes con respecto a la variación de las ventas, mientras que $\beta_1 + \beta_2$ refleja el grado de asimetría de los costes ante reducciones de las ventas. Así, si los costes son asimétricos, β_2 será negativo, y por tanto $\beta_1 + \beta_2 < \beta_1$, indicando en qué medida los costes quedarían retenidos. A su vez, la especificación econométrica de la función (1), que nos permitirá contrastar empíricamente la primera de las hipótesis, la evidencia de asimetría, reviste la siguiente forma:

$$\begin{aligned} Ln\Delta Explotacion_{it} = & \alpha + \beta_1 * Ln\Delta Ventas_{it} \\ & + \beta_2 * Dic_Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it} \quad (2) \\ & + \beta_3 * Sector + \beta_4 * Año_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Donde, para cada empresa i y periodo t , la variable $Ln\Delta Explotacion_{it}$ representa el logaritmo neperiano del cambio anual operado en los gastos totales de explotación (suma de gastos de personal, servicios exteriores y amortizaciones); $Ln\Delta Ventas_{it}$ es el logaritmo neperiano de la variación anual de la cifra neta de negocios ($Ventas_{it}/Ventas_{it-1}$) y $Sector$ y $Año_{it}$ controlan la filiación sectorial y los efectos

temporales, respectivamente. Como razonan [Balakrishnan et al. \(2014\)](#), la especificación logarítmica tiene como ventajas mitigar la heterocedasticidad, favorecer la comparabilidad entre empresas y permitir interpretar los coeficientes β_1 y β_2 como elasticidades, es decir, como el porcentaje de cambio en gastos en respuesta al porcentaje de cambio en ventas.

Con objeto de verificar la segunda de las hipótesis la diferente asimetría de cada coste estimaremos los parámetros de la ecuación (3) siguiente:

$$\begin{aligned} Ln\Delta Gasto_{jit} = & \alpha + \beta_1 * Ln\Delta Ventas_{it} \\ & + \beta_2 * (Dic_Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) \quad (3) \\ & + \beta_3 * Sector + \beta_4 * Año_t + \varepsilon_{jit} \end{aligned}$$

Cuya formulación coincide con la ecuación (2) anterior, si bien en este caso hemos modificado la variable dependiente para documentar la distinta respuesta de cada gasto. Así, para cada componente de gasto j , la variable $Ln\Delta Gasto_{jit}$ representa el logaritmo de su variación anual ($Gasto_{jit}/Gasto_{jit-1}$), mediante la que representaremos los costes de aprovisionamiento, los gastos de personal y las dotaciones a la amortización, representados en el modelo (3) por las variables dependientes $Ln\Delta Aprov_{it}$, $Ln\Delta Personal_{it}$, $Ln\Delta Exteriores_{it}$ y $Ln\Delta Amort_{it}$, respectivamente.

Las hipótesis tercera y cuarta, enunciadas para verificar el efecto que sobre la asimetría de costes ejercen sus determinantes, serán contrastadas mediante el modelo (4) siguiente:

$$\begin{aligned} Ln\Delta Gasto_{jit} = & \alpha + \beta_1 * Ln\Delta Ventas_{it} + \beta_2 * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) \\ & + \beta_3 * PPE_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) \\ & + \beta_4 * Personal_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) \\ & + \beta_5 * Sucesiva_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) \\ & + \beta_6 * Sector + \beta_7 * Año_t + \varepsilon_{ji} \quad (4) \end{aligned}$$

En el que PPE_{it} es el subrogado de la intensidad de los inmovilizados y se define como el cociente entre el valor contable del inmovilizado material y el activo total al cierre del ejercicio; $Personal_{it}$ es la representación de la intensidad de personal, como cociente entre el número medio de empleados y la cifra neta de negocios, y $Sucesiva_{it}$ es una variable binaria que toma el valor 1 cuanto la cifra neta de negocios del ejercicio $t-2$ es inferior a la del ejercicio $t-1$ precedente, y 0 en caso contrario. [Kama & Weiss \(2013\)](#) y [Banker et al. \(2014\)](#) emplean las caídas sucesivas de ventas como subrogado de las expectativas, pues consideran que los gerentes son más propensos a considerar que las contracciones de la demanda son más permanentes cuando las ventas se reducen en periodos consecutivos, es decir, de manera persistente, lo que genera incentivos para reducir el nivel de recursos disponibles.

Llevaremos a cabo la regresión de los modelos anteriores empleando metodología de datos de panel para controlar la heterogeneidad inobservable de las empresas de la muestra, mediante estimaciones por efectos fijos, al ser la modalidad apropiada por rechazarse la hipótesis nula del test de Hausman de igualdad de coeficientes entre los modelos de efectos fijos y aleatorios. Asimismo, los errores estándar serán corregidos por dependencia en sección cruzada y serie temporal ([Petersen, 2009](#); [Gow et al., 2010](#)). Por último, y como ya hemos comentado, incorporaremos los habituales controles sectoriales, siguiendo la clasificación de 12 sectores propuesta por [Fama & French \(1997\)](#)⁴, y temporales.

⁴Los trabajos de [Bugeja et al. \(2015\)](#) para Australia y de [Subramaniam & Watson \(2016\)](#) para Estados Unidos encuentran diferencias significativas en la asimetría de unos y otros sectores; de hecho, en este último estudio no

5. Muestra, estadísticos descriptivos y correlaciones entre variables

Con la finalidad de someter a contraste empírico las hipótesis enunciadas, hemos extraído de la base de datos SABI (*Bureau van Dijk*) una muestra de empresas que comprende, para los nueve ejercicios comprendidos entre 2011 y 2019, ambos inclusive, las sociedades mercantiles españolas, activas, auditadas, que formulan cuentas anuales individuales en formato normal y que pertenecen a todos los sectores económicos a excepción de los CNAE financiero y bancario (CNAE 64), seguros (CNAE 65), Administración Pública y Defensa (CNAE 84) y organizaciones y organismos extraterritoriales (CNAE 99), por desarrollar actividades cuyas peculiaridades aconsejan excluirlas de este trabajo.

Para evitar los efectos de un posible sesgo de supervivencia que pudiera afectar a nuestros resultados empíricos, hemos formado una muestra variable, de manera que está integrada por todas las empresas presentes en SABI que en un determinado ejercicio cuentan con suficientes datos para configurar las variables requeridas para nuestras pruebas empíricas. Tras eliminar de la muestra inicial las empresas con datos ilegibles o inexistentes, la muestra inicial está integrada por 39.077 observaciones empresas-años, de la hemos suprimido, como es habitual en la literatura empírica sobre asimetría de costes, las observaciones situadas en el 0,5% de cada cola de las variables dependientes, quedando configurada la muestra final por 38.684 observaciones empresas-años. De ellas, 14.650 muestran una variación anual negativa de ventas, el 37,8% del total.

La **Tabla 1** siguiente muestra los principales estadísticos descriptivos de las variables empleadas en nuestros ejercicios empíricos. En primer lugar, $\Delta Ventas_{it}$ muestra un valor medio de 1,068, lo que indica que, en promedio, las empresas de la muestra tuvieron un incremento anual de las ventas del 6,8%, y cuya desviación estándar, 1,969, deja constancia de una muy elevada dispersión en la distribución de la variación

Tabla 1. Estadísticos descriptivos

La muestra está integrada por 38.684 observaciones empresas-años de sociedades mercantiles domiciliadas en España, activas, auditadas, que formulan cuentas anuales normales *i* y pertenecen a todos los sectores económicos excepto a los identificados como CNAE 64, 65, 84 y 99, con datos completos en, al menos, uno de los ejercicios comprendidos entre 2010 y 2019. Para cada observación de la empresa *i* y ejercicio *t*, $\Delta Ventas_{it}$ es el cociente entre la cifra neta de negocios del ejercicio actual y el precedente; $\Delta Explotación_{it}$ es el cociente entre los gastos de explotación del ejercicio actual, que comprende la suma de gastos de personal, servicios exteriores y amortizaciones, y el precedente; $\Delta Aprox_{it}$ es el cociente entre el coste de aprovisionamiento del ejercicio actual y el precedente; $\Delta Personal_{it}$ es el cociente entre los gastos de personal del ejercicio actual y el precedente; $\Delta Exteriores_{it}$ es el cociente entre los gastos de explotación del ejercicio actual y el precedente; $\Delta Amort_{it}$ es el cociente entre las dotaciones a la amortización del ejercicio actual y el precedente; PPE_{it} es el cociente entre el inmovilizado material y el activo total al cierre del ejercicio; $Personal_{it}$ es el cociente entre el número de empleados y la cifra neta de negocios del ejercicio, y $Sucesiva_{it}$ es una variable binaria que toma el valor 1 si $Ventas_{it-1} < Ventas_{it-2}$, y 0 en caso contrario.

Variables	Media	Desviación Estandar	Percentiles		
			25%	50% (mediana)	75%
$\Delta Ventas_{it}$	1,068	1,969	0,956	1,034	1,118
$\Delta Explotación_{it}$	1,042	0,904	0,968	1,032	1,100
$\Delta Aprox_{it}$	1,086	7,010	0,937	1,035	1,141
$\Delta Personal_{it}$	1,061	0,944	0,982	1,038	1,101
$\Delta Exteriores_{it}$	1,053	0,345	0,948	1,030	1,119
$\Delta Amort_{it}$	1,130	3,043	0,911	1,004	1,121
PPE_{it}	0,203	0,190	0,049	0,150	0,305
$Personal_{it}$	0,005	0,013	0,002	0,003	0,006
$Sucesiva_{it}$	0,354	0,478	0,000	0,000	1,000

todos los sectores exhiben un comportamiento asimétrico de sus costes, lo que podría explicarse por los diferentes entornos económicos y de negocio de cada sector.

anual operada por las ventas. Las restantes variables representativas de las variaciones anuales de los gastos exhiben un comportamiento en la línea de las ventas, siendo especialmente llamativa la desviación estándar de $\Delta Aprox_{it}$, 7,010.

Reviste interés conocer qué valores exhiben las variaciones anuales de gastos en aquellas observaciones de la muestra en las que las ventas experimentaron descensos. Con tal finalidad, en la **Tabla 2** facilitamos sus valores promedios (medianas en cursiva), segmentados por quintiles en orden descendente (del quintil de variación negativa de mayor intensidad a la más moderada). Contemplados en su conjunto, podemos apreciar cómo, por regla general, cuanto más acusada es la disminución de las ventas, mayor es también la asimetría de todos los gastos (porcentajes en negrita), y así, por ejemplo, en el primer quintil, en el que por término medio la cifra neta de negocios representó solamente el 66,8% (0,668) de las del ejercicio precedente, los gastos de explotación se redujeron únicamente el 86,8% (0,868), dando lugar a una respuesta asimétrica del 77% (0,668/0,868), frente a un valor de 1,00 que representaría la simetría perfecta.

Por el contrario, en el quintil de menor reducción de ventas, un 98,9% de éstas (0,989) indujo una variación de 1,018 (101,8%) de los gastos de explotación, y por tanto una mínima asimetría del 97% (0,989/1,018). También es interesante comprobar cómo la asimetría de los aprovisionamientos muestra en todos los quintiles una asimetría muy próxima o igual a 1,00, y ello como consecuencia de que, habida cuenta de su naturaleza variable, sus costes de ajuste son o muy reducidos o casi inexistentes.

Tabla 2. Variaciones anuales de ventas y gastos en las observaciones de la muestra que experimentaron reducciones en las ventas

Características de la muestra y definición de variables en la **Tabla 1**. Variaciones anuales de ventas y gastos en las 14.650 observaciones de la muestra en las que las ventas descendieron con relación al ejercicio anterior, segmentados por quintiles en orden descendente. Valores promedios en letra normal, medianas en cursiva y cociente de la variación anual de ventas entre la variación anual de cada gasto expresado en porcentaje y en negrita.

Quintiles	$\Delta Ventas_{it}$	$\Delta Explotación_{it}$	$\Delta Aprox_{it}$	$\Delta Personal_{it}$	$\Delta Deterioros_{it}$	$\Delta Amort_{it}$
Quintil 1 (más negativa)	0,668	0,868	0,701	0,910	1,730	1,073
	0,723	0,878	0,700	0,938	0,285	0,945
		77%	95%	73%	39%	62%
Quintil 2	0,865	0,965	0,879	1,050	1,576	1,163
	0,867	0,952	0,856	0,986	0,426	0,969
		90%	98%	82%	55%	74%
Quintil 3	0,926	0,984	0,934	1,004	1,975	1,079
	0,927	0,975	0,920	1,000	0,500	0,984
		94%	99%	92%	47%	86%
Quintil 4	0,963	1,000	0,982	1,014	1,697	1,084
	0,964	0,996	0,959	1,011	0,437	0,994
		96%	98%	95%	57%	89%
Quintil 5 (menos negativa)	0,989	1,018	0,993	1,027	2,545	1,038
	0,989	1,010	0,987	1,021	0,505	1,000
		97%	100%	96%	39%	95%

La **Tabla 3** recoge las correlaciones entre variables; sobre la diagonal están situadas las paramétricas de Pearson y bajo la misma las correlaciones por rangos de Spearman, y en ellas podemos apreciar cómo la variación de la cifra de ventas mantiene una relación positiva y estadísticamente significativa con todas las variables representativas de los gastos, si bien mucho más intensa en rangos de Spearman, que al no ser paramétricas no asumen la hipótesis de normalidad.

Por último, no apreciamos correlaciones entre variables independientes que pudieran dar lugar a problemas de multicolinealidad, por lo que consideramos que nuestros resultados empíricos no resultarán afectados por esta circunstancia.

Tabla 3. Correlaciones entre variables cuantitativas

Características de la muestra y definición de variables en la [Tabla 1](#). Las correlaciones por rangos de Pearson se muestran en la parte superior de la diagonal y las de Spearman en la parte inferior. Los valores *p* de los coeficientes de correlación se ofrecen en cursiva.

	$\Delta Ventas_{it}$	$\Delta Explotación_{it}$	$\Delta Aprov_{it}$	$\Delta Personal_{it}$	$\Delta Exteriores_{it}$	$\Delta Amort_{it}$	PPE_{it}	$Personal_{it}$
$\Delta Ventas_{it}$	1,000	0,030	0,014	0,021	0,133	0,009	-0,043	-0,006
$\Delta Explotación_{it}$	0,563	1,000	0,006	0,048	0,148	0,033	0,004	-0,003
$\Delta Aprov_{it}$	0,832	0,416	1,000	0,001	0,029	0,003	0,002	-0,005
$\Delta Personal_{it}$	0,449	0,661	0,349	1,000	0,109	0,024	-0,135	-0,045
$\Delta Exteriores_{it}$	0,529	0,742	0,411	0,369	1,000	0,072	-0,135	-0,009
$\Delta Amort_{it}$	0,204	0,349	0,152	0,257	0,190	1,000	-0,007	-0,003
PPE_{it}	-0,802	0,444	-0,659	-0,355	0,417	-0,148	1,000	0,090
$Personal_{it}$	-0,105	-0,062	-0,094	-0,061	-0,007	-0,041	0,097	1,000

6. Resultados empíricos

6.1. Evidencia de la asimetría de los gastos totales de explotación

La [Tabla 4](#) siguiente recoge los resultados de la regresión del modelo (2), con cuyo empleo hemos contrastado la primera de nuestras hipótesis, la asimetría de los gastos totales de explotación. Como podemos apreciar, el coeficiente β_1 asociado a la variación de las ventas alcanza un valor de 0,505 ($t = 76,86$), que indica que, ante un aumento de las ventas de un 1 %, los gastos totales de explotación aumentan un 0,50 %. En el estudio de [Anderson et al. \(2003\)](#), β_1 muestra un valor de 0,546 ($t = 164,11$), ligeramente superior.

A su vez, el coeficiente β_2 arroja un valor de -0,064 ($t = -6,13$), que viene a confirmar la existencia de asimetría y, en consecuencia, la primera de nuestras hipótesis⁵. La suma de ambos coeficientes, $\beta_1 + \beta_2$, es 0,441, que indica que una reducción de un 1 % en la cifra de ventas tiene como respuesta una reducción de los gastos de explotación del 0,44 %, que al ser inferior al aumento del gasto del 0,50 % cuando las ventas se elevan un 1 % deja constancia de la retención de gastos que se produce. Podemos evaluar la magnitud relativa de la asimetría con relación al coeficiente β_1 mediante el ratio $(\beta_1 + \beta_2) / \beta_1$, que, como vemos, alcanza un valor de 0,87 y que, en comparación con los resultados de [Anderson et al. \(2003\)](#), cuyo ratio exhibe un valor numérico de 0,55, lo que indica un grado de asimetría mucho menor.

⁵En el estudio de [Anderson et al. \(2003\)](#), β_1 alcanza un valor de 0,546 ($t = 164,11$), ligeramente superior al nuestro, y β_2 , de -0,191 ($t = -26,14$), lo que indica en su caso un mayor grado de asimetría, que podría ser consecuencia del diferente periodo al que se refiere el trabajo de estos autores, entre 1979 y 1998, con circunstancias macroeconómicas y marco normativo laboral diferentes al de nuestros ámbitos geográfico y temporal, entre 2011 y 2019.

Tabla 4. Resultados de la regresión del modelo (2)

$$Ln\Delta Explotación_{it} = \alpha + \beta_1 * Ln\Delta Ventas_{it} + \beta_2 * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_3 * Sector + \beta_4 * Año_{it} \epsilon_{it}$$

Características de la muestra y definición de las variables en la [Tabla 1](#). Red_{it} es una variable binaria que toma el valor 1 cuando las ventas del ejercicio son inferiores a las del ejercicio anterior, y 0 en caso contrario. La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90 % (*), 95 % (**), y 99 % (***) de probabilidad. Errores estándar corregidos por dependencia en sección cruzada y serie temporal ([Petersen 2009](#); [Gow, Ormazábal y Taylor 2010](#)). Adicionalmente, el modelo incorpora controles por efectos fijos de filiación sectorial (a nivel de profundidad de dos dígitos de CNAE) y de año.

	Coefficientes	t
Constante	0,014	3,12 ***
$Ln\Delta Ventas_{it}$	0,505	76,86 ***
$Red_{it} * \Delta LnVentas_{it}$	-0,064	-6,13 ***
Asimetría $(\beta_1 + \beta_2) / \beta_1$	0,87	
F		5052 ***
FIV		2,74
R ² ajustado		28,15 %
N		38.684

El coeficiente de determinación es del 28,15 % (36,63 % en el estudio de [Anderson et al. 2003](#)), en línea con la calidad de ajuste exhibida en trabajos similares al nuestro y cuyo elevado valor es consecuencia, como indican [Balakrishnan et al. \(2014\)](#), de la ausencia de errores de medición, ya que los cambios en el nivel de ventas dan lugar a una variación mecánica de los costes. El factor de inflación de la varianza (FIV), a tenor de su valor máximo, 2,74, nos permite descartar toda sospecha de influencia de la multicolinealidad sobre nuestros resultados.

6.2. Diferencias en la respuesta de cada componente del gasto total de explotación

El contraste de la segunda de nuestras hipótesis, la diferente sensibilidad de cada coste ante los cambios operados en las ventas, se recogen en la [Tabla 5](#) siguiente. En primer lugar, y con relación al coste de aprovisionamiento, representado como $Ln\Delta Aprov_{it}$ en la variable dependiente del modelo (4), el coeficiente β_1 asociado a la variación de las ventas alcanza un valor positivo de 0,881 y es estadísticamente muy significativo, lo que indica que una modificación de éstas de un 1 % ocasiona una variación del coste de aprovisionamiento de un 0,88 %, pero, no obstante, el coeficiente β_2 , vinculado a la reducción de las ventas, es negativo y muy próximo a cero, distando mucho de ser estadísticamente significativo, y de aquí que se trate de un coste que no muestre la menor adherencia cuando las ventas disminuyen. En otras palabras, es un coste que no permanece retenido por las empresas, debido a que, dada su naturaleza innata de coste variable, permite su ajuste a coste cero o muy reducido.

Este más que previsible resultado no resta interés en dar a conocer en qué medida su grado de asimetría, $(\beta_1 + \beta_2) / \beta_1$, es más pronunciado que ningún otro componente del resultado, alcanzando un valor de 0,97 e indicando de este modo su casi completa simetría con las variaciones de las ventas, mientras que el coeficiente de determinación, 56,65 %, deja constancia de una notable calidad de ajuste.

Con relación a los gastos de personal, $Ln\Delta Personal_{it}$, el coeficiente β_1 asociado a la variación de ventas es positivo y muy significativo (0,245), lo que implica que, por término medio, un aumento de las ventas del 1 % da lugar a una variación de los gastos de personal del 0,24 %, ciertamente inferior. Sin embargo, cuando las ventas se reducen, el valor del coeficiente β_2 es negativo, -0,031, y muy significativo, de

Tabla 5. Resultados de la regresión del modelo (3)

$$Ln\Delta Gasto_{jit} = \alpha + \beta_1 * Ln\Delta Ventas_{it} + \beta_2 * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_3 * Sector + \beta_4 * Año_t \epsilon_{jit}$$

Características de la muestra y definición de las variables en la [Tabla 1](#). Para cada empresa *i* y ejercicio *t*, *Red_{it}* es una variable binaria que toma el valor 1 cuando las ventas del ejercicio son inferiores a las del ejercicio anterior, y 0 en caso contrario; *LnΔGasto_{jit}* es el logaritmo neperiano del cociente entre el importe de cada componente de los gastos del ejercicio y el del ejercicio precedente. La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**) y 99% (***) de probabilidad. Errores estándar corregidos por dependencia en sección cruzada y serie temporal (Petersen, 2009; Gow et al., 2010). Adicionalmente, el modelo incorpora controles por efectos fijos de filiación sectorial y de año.

	<i>LnΔAprov_{it}</i>		<i>LnΔPersonal_{it}</i>		<i>LnΔExteriores_{it}</i>		<i>LnΔAmort_{it}</i>	
	Coeftes.	t	Coeftes.	t	Coeftes.	t	Coeftes.	t
Constante	0,027	0,4	0,181	3,42 **	0,170	2,58 **	0,002	0,58
<i>LnΔVentas_{it}</i>	0,881	141,21 ***	0,245	53,22 ***	0,421	70,61 ***	0,272	29,13 ***
<i>Red_{it} * ΔLnVentas_{it}</i>	-0,024	0,712	-0,031	-4,59 ***	-0,074	-8,45 ***	-0,115	-8,39 ***
Asimetría ($\beta_1 + \beta_2$)/ β_1	0,97		0,87		0,82		0,58	
F		16851 ***		2230 ***		3889 ***		487 ***
FIV		2,72		2,74		2,74		2,74
R ² ajustado		56,65%		14,74%		23,16%		3,63%
N		38.684		38.684		38.684		38.684

manera que una reducción del 1% de las ventas ocasiona una reducción del gasto de personal igual a $(\beta_1 + \beta_2)$, esto es, 0,21%, que, comparado con el aumento del 0,24% ante variaciones positivas de las ventas, indica con claridad que se trata de un gasto con una elevada retención y, asimismo con una alta asimetría $(\beta_1 + \beta_2)/\beta_1$ de 0,87, lo que estaría poniendo de manifiesto el elevado coste de ajuste de este recurso.

En cuanto a los gastos de servicios exteriores, representados por *LnΔExteriores_{it}* en el modelo (3), los resultados empíricos ponen de manifiesto, como en el caso de los gastos de personal, una diferente respuesta, según la variación de las ventas sea positiva o negativa, y por tanto asimetría. En el primer caso, y a tenor de lo indicado por el coeficiente β_1 , cuyo valor es 0,421, un aumento del 1% de las ventas induce un aumento de los servicios exteriores del 0,42%, mientras que, por el contrario, una reducción de las ventas en ese mismo porcentaje del 1% provoca una disminución, a tenor de lo indicado por $(\beta_1 + \beta_2)$, del 0,34% (0,421-0,074), siendo β_2 negativo y muy significativo, y con una asimetría $(\beta_1 + \beta_2)/\beta_1$ de 0,82, superior a la de los gastos de personal. El coeficiente de determinación alcanza el 23,16%.

Reviste interés comparar los resultados empíricos de los gastos de personal con los gastos de servicios exteriores, ya que, si bien ambos exhiben adherencia o resistencia a ser adaptados, ésta se manifiesta de distinta manera. Así, los respectivos valores de $(\beta_1 + \beta_2)$ dejan constancia de que ante una reducción de un 1% en las ventas, los servicios exteriores se reducen en un 0,34%, pero los gastos de personal únicamente disminuyen un 0,21%. En nuestra opinión, estos diferentes coeficientes de respuesta podrían estar explicados por la distinta proporción de costes variables que unos y otros representan con respecto al coste total, de manera que los gastos de servicios exteriores estarían manifestando una mayor flexibilidad debido, precisamente, a su mayor proporción de costes variables, lo que conllevaría un coste de ajuste más reducido.

Para verificar en qué medida la diferente proporción de costes variables podría explicar esta diferente sensibilidad de los gastos de personal y de los servicios exteriores ante contracciones de las ventas, hemos efectuado la regresión del modelo (5) siguiente sobre los gastos de personal y de servicios exteriores (Lev, 1974; Kallapur & Eldenburg, 2005):

$$\Delta Personal_{it} (\Delta Exteriores_{it}) = \delta_0 + \delta_1 \Delta Ventas_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

En el que el valor alcanzado por el coeficiente δ_1 indicaría

qué proporción del gasto tiene carácter variable. Los resultados obtenidos arrojan un valor de δ_1 de 0,341 para los gastos de personal y de 0,472 para los servicios exteriores, mostrando los primeros una menor proporción de su componente variable, lo que sería compatible con la mayor adherencia exhibida por los gastos de personal.

Con relación a los coeficientes obtenidos empleando las dotaciones a la amortización, *LnΔAmort_{it}*, como variable dependiente, son estadísticamente muy significativos y ponen de manifiesto, en primer lugar, una escasa sensibilidad de este gasto ante aumentos de las ventas ($\beta_1=0,272$), pero, al mismo tiempo, una notable adherencia ante reducciones de estas ($\beta_2=-0,115$), ocasionando una llamativa asimetría de 0,58, que trae causa del hecho de que las amortizaciones más profusamente empleadas siguen el método lineal, que tienen en cuenta el tiempo y no el verdadero consumo de los inmovilizados vinculados a la función de producción.

Por último, el desglose de los gastos de personal que figura en la cuenta de pérdidas y ganancias nos permite verificar si los sueldos y salarios tienen la misma o diferente respuesta ante variaciones de las ventas que el gasto en concepto de seguridad social. Los resultados que recogemos en la [Tabla 6](#) aportan evidencia de que ambos tienen un comportamiento prácticamente idéntico, tanto en términos de adherencia como de asimetría.

Tabla 6. Resultados de la regresión del modelo (3)

$$Ln\Delta Gasto_{jit} = \alpha + \beta_1 * Ln\Delta Ventas_{it} + \beta_2 * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_3 * Sector + \beta_4 * Año_t + \epsilon_{jit}$$

Características de la muestra y definición de las variables en la [Tabla 1](#). Para cada empresa *i* y ejercicio *t*, *Red_{it}* es una variable binaria que toma el valor 1 cuando las ventas del ejercicio son inferiores a las del ejercicio anterior, y 0 en caso contrario; *LnΔGasto_{jit}* es el logaritmo neperiano del cociente entre el importe de cada componente de los gastos del ejercicio y el del ejercicio precedente. La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**) y 99% (***) de probabilidad. Errores estándar corregidos por dependencia en sección cruzada y serie temporal (Petersen, 2009; Gow et al., 2010). Adicionalmente, el modelo incorpora controles por efectos fijos de filiación sectorial y de año.

	Sueldos y salarios		Sueldos y salarios	
	Coeftes.	t	Coeftes.	t
Constante	0,197	3,56 ***	0,118	2,13 **
<i>LnΔVentas_{it}</i>	0,248	51,64 ***	0,260	52,71 ***
<i>Red_{it} * ΔLnVentas_{it}</i>	-0,033	-4,58 ***	-0,051	-6,82 ***
Asimetría ($\beta_1 + \beta_2$)/ β_1	0,87		0,81	
F		2099 ***		2095 ***
FIV medio		2,74		2,74
R ²		13,99%		13,97%
N		38.684		38.684

En suma, la diferente respuesta de cada gasto que acabamos de documentar nos lleva a confirmar la segunda de las hipótesis planteadas, esto es, la existencia de una variada sensibilidad, en función de su distinta naturaleza, ante las variaciones de las ventas, que da lugar a la existencia de distintos grados de asimetría.

6.3. Determinantes del grado de asimetría

La **Tabla 7** siguiente recoge los resultados de la regresión del modelo (4), destinado al contraste de las hipótesis tercera y cuarta, y en la que, actuando como controles (**Chen et al. 2012**), hemos incorporado los determinantes identificados en la literatura como impulsores o inhibidores de la asimetría de costes, la intensidad de los inmovilizados y del personal, caracterizadores de los primeros, y las caídas sucesivas de las ventas, como representación de los segundos. Así, en primer lugar y con relación a los gastos totales de explotación, $Ln\Delta Explotacion_{it}$, la incorporación al modelo (4) de las variables representativas de los determinantes de la asimetría mantienen tanto el signo como la significación de $Ln\Delta Ventas_{it}$, 0,328 ($t = 64,54$) y de $Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}$, -0,053 ($t = -7,41$).

Asimismo, el coeficiente de $PPE_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it})$ es negativo y estadísticamente muy significativo, -0,030 ($t = -6,22$) contribuyendo a la asimetría de los gastos de explotación, y en cuanto a $Sucesiva_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it})$, el coeficiente es positivo y significativo, 0,045 ($t = 24,56$) lo que pone de relieve cómo las expectativas, en este caso pesimistas, actúan como un estímulo para incorporar ajustes en los recursos disponibles. La tercera de las variables, $Personal_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it})$, no es significativa a los niveles convencionales.

Con respecto a los gastos de aprovisionamiento, $Ln\Delta Aprov_{it}$, los valores de los coeficientes asociados a $Ln\Delta Ventas_{it}$, 0,817 ($t = 123,36$) y $Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}$, 0,005 ($t = 0,86$), mantienen el mismo signo y significación que en el modelo (3) de la **Tabla 5** anterior, y en este caso, las variables de control son significativas y con los signos pronosticados. Asimismo, en el caso de los gastos de personal, $Ln\Delta Personal_{it}$, los coeficientes vinculados a $Ln\Delta Ventas_{it}$, 0,215 ($t = 44,05$) y $Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}$, -0,033 ($t = -4,90$), también exhiben los valores y signos esperados, así como los vinculados a $PPE_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it})$ y

$Sucesiva_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it})$.

Sin embargo, el signo positivo asociado a $Personal_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it})$, 0,012 ($t = 7,73$) merece un análisis más detallado, ya que opera como un factor mitigante de la asimetría de los gastos de personal, hallazgo empírico previamente documentado en el estudio de **Chen et al. (2012; tabla 4, pág. 265)** y que estos autores atribuyen a la creciente tendencia que se observa en la contratación temporal en detrimento del empleo indefinido, lo que aportaría flexibilidad a la estructura de personal y contribuiría a una notable reducción de sus costes de adaptación, lo que explicaría su relación inversa con la asimetría de los gastos de explotación.

Sin embargo, según nuestro parecer el signo positivo vinculado al coeficiente de $Personal_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it})$ permite, además de la interpretación de **Chen et al. (2012)**, aportar una explicación complementaria, y es que una mayor intensidad de empleo ejercería una mayor presión sobre los gerentes para reducir el conjunto de los gastos de personal ante contracciones de la demanda. En otras palabras, los gerentes ajustarían con mayor rapidez los gastos de personal en aquellos contextos en los que la estructura de personal es más intensa, lo que conduciría a una menor retención de gastos, reduciendo así la asimetría.

En cuanto a los servicios exteriores, $Ln\Delta Exteriores_{it}$, los resultados obtenidos son muy similares a los de los gastos totales de explotación, debido muy posiblemente a que los servicios exteriores son su principal componente, por lo que hacemos a ellos extensiva la misma interpretación, si bien en este caso $Personal_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it})$ muestra significación estadística. Por último, las dotaciones a la amortización, $Ln\Delta Amort_{it}$, también son asimétricas, siendo llamativo el coeficiente vinculado a $PPE_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it})$, que en este caso es positivo y significativo, 0,056 ($t = 5,28$), signo que es coherente con la posibilidad de que, en las empresas con mayor peso relativo de inmovilizados podrían alterarse los criterios contables aplicables a las amortizaciones para evitar un impacto adverso de las dotaciones en los resultados.

En definitiva, y contemplados en su conjunto, los resultados que acabamos de comentar indican cómo los elementos señalados en la literatura como determinantes de la asimetría de costes matizan, complementan y enriquecen la evidencia empírica, de donde cabe colegir la necesidad de someter a control estos factores explicativos.

Tabla 7. Resultados de la regresión del modelo (4)

$$Ln\Delta Gasto_{jit} = \alpha + \beta_1 * Ln\Delta Ventas_{it} + \beta_2 * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_3 * PPE_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_4 * Personal_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_5 * Sucesiva_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_6 * Sector + \beta_7 * Año_t \epsilon_{it}$$

Características de la muestra y definición de las variables en la **Tabla 1**. Red_{it} es una variable binaria que toma el valor 1 cuando las ventas del ejercicio son inferiores a las del ejercicio anterior, y 0 en caso contrario; $Ln\Delta Gasto_{jit}$ es el logaritmo neperiano del cociente entre el importe de cada componente de los gastos del ejercicio y el del ejercicio precedente. La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**) y 99% (***) de probabilidad. Errores estándar corregidos por dependencia en sección cruzada y serie temporal (**Petersen, 2009; Gow et al., 2010**). Adicionalmente, el modelo incorpora controles por efectos fijos de filiación sectorial y de año.

	$Ln\Delta Explotacin_{it}$		$Ln\Delta Aprov_{it}$		$Ln\Delta Personal_{it}$		$Ln\Delta Exteriores$		$Ln\Delta Amort_{it}$	
	Coefftes.	t	Coefftes.	t	Coefftes.	t	Coefftes.	t	Coefftes.	t
Constante	0,171	3,28 ***	0,063	0,35	0,152	2,9 ***	0,133	2,03 **	0,329	2,87 **
$Ln\Delta Ventas_{it}$	0,328	64,54 ***	0,817	123,4 ***	0,215	44,05 ***	0,369	58,17 ***	0,249	25,08 ***
$Red_{it} * \Delta Ln\Delta Ventas_{it}$	-0,053	-7,41 ***	0,005	0,86	-0,033	-4,90 ***	-0,700	-7,95 ***	-0,123	-8,97 ***
$PPE_{it} * (Red_{it} * \Delta Ln\Delta Ventas_{it})$	-0,030	-6,22 ***	-0,048	-7,73 ***	-0,054	-10,97 ***	-0,039	-6,54 ***	0,056	5,28 ***
$Personal_{it} * (Red_{it} * \Delta Ln\Delta Ventas_{it})$	-0,006	-0,45	-0,030	-16,75 ***	0,012	7,73 ***	-0,008	-5,12 ***	-0,001	-0,34
$Sucesiva_{it} * (Red_{it} * \Delta Ln\Delta Ventas_{it})$	0,045	24,56 ***	0,012	5,18 ***	0,053	28,44 ***	0,043	18,77 ***	0,067	16,56 ***
F		2526 ***		8707 ***		1326 ***		2098 ***		296 ***
FIV maximo		3,26		3,21		3,18		3,36		3,17
R ² ajustado		28,14%		57,45%		17,05%		24,54%		4,37%
N		38.684		38.684		38.684		38.684		38.684

7. Extensiones y pruebas complementarias

Con la finalidad de complementar los resultados que hemos discutido en la sección anterior, seguidamente aportaremos algunas evidencias adicionales que contribuyen a reforzar y extender nuestros hallazgos. Así, en primer lugar abordaremos el análisis de la asimetría empleando el método generalizado de momentos (MGM), para controlar el efecto de la posible endogeneidad de algunos gastos; en segundo lugar, verificaremos en qué medida la expresión lineal del modelo (2) permite captar la asimetría de costes; en tercer lugar, replicaremos el estudio empírico tomando una submuestra de la que disponemos su variación específica de precios, en cuarto lugar incorporaremos a nuestro análisis los posibles efectos del entorno macroeconómicos sobre la histéresis de los costes, aproximado mediante la evolución del PIB, y finalmente ensayaremos con una selección muestral alternativa y con una modificación en la especificación de las variables.

7.1. Evidencia de la histéresis de los costes empleando de método generalizado de momentos (MGM)

La primera de nuestras pruebas adicionales consiste en verificar en qué medida la presencia de endogeneidad puede afectar a los resultados empíricos que hemos documentado. Aunque hasta donde nuestro conocimiento alcanza la literatura empírica sobre la histéresis de los costes se ha desarrollado empleando exclusivamente el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios, y por tanto asumiendo de manera implícita la inexistencia de endogeneidad, sí parece verosímil considerar la posibilidad de que algunos gastos puedan exhibir una cierta simultaneidad con la variación de las ventas, y así, por ejemplo, ciertos gastos de personal –retribuciones variables vinculadas a objetivos comerciales– o de servicios exteriores –ligados a comisiones de ventas– pueden afectar a las ventas, pero también puede suceder que el nivel de ventas afecta a la cuantía de estos gastos.

Con tal finalidad, hemos llevado a cabo la regresión del modelo (2) mediante MGM en las versiones que toman como variable dependiente las variaciones de los gastos totales de explotación, los gastos de personal y los servicios exteriores, $Ln\Delta Explotacion_{it}$, $Ln\Delta Personal_{it}$ y $Ln\Delta Exteriores_{it}$, respectivamente. Los resultados obtenidos se recogen en la [Tabla 8](#) siguiente, y en ella podemos comprobar cómo el valor de los coeficientes β_2 , representativos de la asimetría de

cada gasto, muestran valores muy similares a los obtenidos mediante su estimación por mínimos cuadrados ordinarios, así como el grado de asimetría de cada uno de ellos.

Asimismo, la significación estadística de los tests deja constancia de la consistencia de las estimaciones, tanto de la significación conjunta de las variables (test de Wald) como de la ausencia de correlación serial de segundo orden (test de Arellano-Bond) y de la validez del instrumento empleado, la variable dependiente retardada (test *J* de Hansen). En definitiva, cabe concluir que la endogeneidad no afecta de manera sensible a los resultados que hemos documentado.

7.2. Especificación lineal del modelo

El segundo ensayo complementario consiste en mostrar la asimetría de costes a través de una contrapartida lineal del modelo (2), que, con relación a los gastos totales de explotación, adopta la siguiente expresión ([Banker & Byzalov, 2014](#)):

$$\left(\frac{\Delta Explotacion_{it} - \Delta Explotacion_{it-1}}{Activo_{it-1}} \right) = \alpha + \beta_1 * \left(\frac{\Delta Ventas_{it} - \Delta Ventas_{it-1}}{Activo_{it-1}} \right) + \beta_2 * Red_{it} \left(\frac{\Delta Ventas_{it} - \Delta Ventas_{it-1}}{Activo_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

Siendo $Activo_{t-1}$ el valor contable del activo total al cierre del ejercicio precedente, y en el que el coeficiente β_2 capta el grado de asimetría. La [Tabla 9](#) siguiente recoge los resultados obtenidos y, como podemos ver, las significaciones estadísticas de los coeficientes son muy elevadas, siendo negativo el signo de β_2 y confirmando por tanto la asimetría, que alcanza un valor de 0,76, ciertamente notable (0,87 en la especificación logarítmica del modelo (2)).

Tabla 8. Resultados de la regresión del modelo (3) estimado mediante el método generalizado de los momentos (MGM)

$$Ln\Delta Gasto_{jit} = \alpha + \beta_1 * Ln\Delta Ventas_{it} + \beta_2 * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_3 * Sector + \beta_4 * Año_t + \varepsilon_{jit}$$

Características de la muestra y definición de las variables en la [Tabla 1](#). Para cada empresa *i* y ejercicio *t*, Red_{it} es una variable binaria que toma el valor 1 cuando las ventas del ejercicio son inferiores a las del ejercicio anterior, y 0 en caso contrario; $Ln\Delta Gasto_{jit}$ es el logaritmo neperiano las variaciones de los gastos totales de explotación, los gastos de personal y los servicios exteriores, $Ln\Delta Explotacion_{it}$, $Ln\Delta Personal_{it}$ y $Ln\Delta Exteriores_{it}$, respectivamente. La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**) y 99% (***) de probabilidad. Adicionalmente, el modelo incorpora controles por efectos fijos de filiación sectorial y de año.

	$Ln\Delta Explotacion_{it}$		$Ln\Delta Personal_{it}$		$Ln\Delta Exteriores$	
	Coefftes.	z	Coefftes.	z	Coefftes.	z
Constante	0,033	9,84 ***	0,035	9,38 ***	0,028	6,45 ***
$Ln\Delta Ventas_{it}$	0,296	10,1 ***	0,247	8,09 ***	0,377	10,4 ***
$Red_{it} * \Delta Ln Ventas_{it}$	-0,011	3,88 ***	-0,063	-2,02 **	-0,074	-3,49 ***
$PPE_{it} * (Red_{it} * \Delta Ln Ventas_{it})$	-0,032	-5,73 ***	-0,053	-6,75 ***	0,038	4,44 ***
$Personal_{it} * (Red_{it} * \Delta Ln Ventas_{it})$	-0,002	-0,83	0,153	2,87 ***	-0,008	-1,60
$Sucesiva_{it} * (Red_{it} * \Delta Ln Ventas_{it})$	0,045	9,41 ***	0,052	7,47 ***	0,042	7,94 ***
Wald chi2		6689 ***		3988 ***		5414 ***
Arellano-Bond AR(1) (p-value)		0,0003		0,0001		0,0002
Arellano-Bond AR(2) (p-value)		0,2284		0,1277		0,2058
Test J de Hansen (p-value)		0,1330		0,2568		0,3965
N		38.684		38.684		38.684

Tabla 9. Resultados de la regresión del modelo (5)

$$\left(\frac{\Delta Explotacion_{it} - \Delta Explotacion_{it-1}}{Activo_{it-1}} \right) = \alpha + \beta_1 * \left(\frac{\Delta Ventas_{it} - \Delta Ventas_{it-1}}{Activo_{it-1}} \right) + \beta_2 * Red_{it} * \left(\frac{\Delta Ventas_{it} - \Delta Ventas_{it-1}}{Activo_{it-1}} \right) + \epsilon_{it}$$

Características de la muestra y definición de las variables en la **Tabla 1**. Red_{it} es una variable binaria que toma el valor 1 cuando las ventas del ejercicio son inferiores a las del ejercicio anterior, y 0 en caso contrario; $Ln\Delta Explotacion_{jit}$ es el logaritmo neperiano del cociente entre el importe de los gastos totales de explotación (gastos de personal, servicios exteriores, deterioros y amortizaciones) y el del ejercicio precedente, y $Activo_{t-1}$ es el valor contable del activo total al cierre del ejercicio anterior. La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**), y 99% (***) de probabilidad. Errores estándar corregidos por dependencia en sección cruzada y serie temporal (Petersen, 2009; Gow et al., 2010). Adicionalmente, el modelo incorpora controles por efectos fijos de filiación sectorial y de año.

	Coefficientes	t
Constante	0,002	8,30 ***
$(\Delta Explotacion_{it} / \Delta Activo_{it})$	0,058	81,38 ***
$Red_{it} * (\Delta Explotacion_{it} / \Delta Activo_{it})$	-0,014	-10,56 ***
Asimetría $(\beta_1 + \beta_2) / \beta_1$	0,76	
F		4665 ***
FIV		1,65
R ²		19,27%
N		38.684

7.3. Resultados empíricos obtenidos con submuestra de grupos ECOICOP

Una de las limitaciones más reconocidas de la literatura empírica sobre la histéresis de los costes trae causa del hecho de no someter a control los cambios operados en las ventas que no están inducidos por variaciones en el nivel de actividad, sino por modificaciones en los precios, dando lugar a posibles sesgos en la medición del grado de asimetría. Con la finalidad de mitigar este problema, hemos llevado a cabo la regresión del modelo (4) sobre una submuestra de empresas identificadas en los grupos ECOICOP⁶ del INE, para los que se dispone de la variación específica de precios y permite aislar su efecto e identificar el fenómeno que suscita nuestro interés, las modificaciones en el nivel de actividad.

Para ello hemos seleccionado los grupos ECOICOP 03 – Comercio al por menor de vestido y calzado (correspondencia con

⁶ Acrónimo de *European Classification of Individual Consumption by Purpose*, clasificación europea de consumo.

CNAE 4751, 4772 y 4782) y 05 – Comercio al por menor de muebles y artículos para el hogar (correspondencia con CNAE 4753, 4754 y 4759). La razón de operar con estos grupos proviene del hecho de que comparten una estructura muy similar de gastos, analogía que nos permite obtener resultados empíricos lo más homogéneos posibles⁷. Tras ajustar los ingresos por el efecto de las variaciones de precios⁸, hemos obtenido los resultados empíricos que recogemos en la **Tabla 10**.

Como podemos comprobar, los resultados se mantienen en términos cualitativamente muy similares a los que venimos documentando a lo largo del trabajo, lo que en nuestra opinión puede deberse al hecho de que, tanto a nivel económico general como de estos dos grupos ECOICOP, las tasas de inflación entre 2009 y 2019, ejercicios que comprende nuestra muestra, se han mantenido a tasas realmente moderadas – prácticamente cero en 2013 y 2015 e incluso negativa en 2014–, con un máximo de 2,38% en 2011, siendo aún más reducidas en ambos grupos ECOICOP, lo que explica que nuestros resultados prácticamente no se vean afectados.

7.4. Efectos del entorno macroeconómicos sobre la histéresis de los costes

Desde el trabajo pionero de Brown & Ball (1967), la literatura contable ha venido documentando el impacto del contexto macroeconómico sobre las variables empresariales; más recientemente, cómo las expectativas sobre la situación económica general generan incentivos para la adopción de decisiones económicas reales (Binz et al., 2022). En el ámbito que aquí nos ocupa, el ajuste de los recursos disponibles podría ser sensible a la percepción sobre la evolución de las condiciones económicas, de manera que las expectativas favorables puedan dar lugar a incentivos para mantener el nivel actual de recursos y, por el contrario, las de carácter adverso precipitar cambios en la disponibilidad de estos.

Para verificar en qué medida las señales macroeconómicas afectan a la histéresis de los costes, hemos incorporado al modelo (4) el PIB esperado como subrogado de las expectativas futuras de crecimiento de la economía, expresado como

⁷ Así, los aprovisionamientos representan, en promedio, el 76% de los gastos totales (mediana 77%), los gastos de personal el 8% (mediana 8%), los servicios exteriores el 11% (mediana 11%) y las dotaciones a la amortización en 2% (mediana 1%).

⁸ Accediendo a <https://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=22344>

Tabla 10. Resultados de la regresión del modelo (4) con submuestra de grupos ECOICOP

$$Ln\Delta Gasto_{jit} = \alpha + \beta_1 * Ln\Delta Ventas_{it} + \beta_2 * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_3 * PPE_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_4 * Personal_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_5 * Sucesiva_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_6 * Sector + \beta_7 * Año_t \epsilon_{it}$$

Características de la muestra y definición de las variables en la **Tabla 1**. Red_{it} es una variable binaria que toma el valor 1 cuando las ventas del ejercicio son inferiores a las del ejercicio anterior, y 0 en caso contrario; $Ln\Delta Gasto_{jit}$ es el logaritmo neperiano del cociente entre el importe de cada componente de los gastos del ejercicio y el del ejercicio precedente. La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**), y 99% (***) de probabilidad. Errores estándar corregidos por dependencia en sección cruzada y serie temporal (Petersen, 2009; Gow et al., 2010). Adicionalmente, el modelo incorpora controles por efectos fijos de filiación sectorial y de año.

	$Ln\Delta Explotación_{it}$		$Ln\Delta Aprovech_{it}$		$Ln\Delta Personal_{it}$		$Ln\Delta Exteriores_{it}$		$Ln\Delta Amort_{it}$	
	Coeftes.	t	Coeftes.	t	Coeftes.	t	Coeftes.	t	Coeftes.	t
Constante	0,025	24,77 **	0,021	16,02 ***	0,032	31,22 **	0,026	20,08 ***	0,002	1,21
$Ln\Delta Ventas_{it}$	0,305	60,25 ***	0,795	117,44 ***	0,196	40,84 ***	0,346	54,43 ***	0,215	21,93 ***
$Red_{it} * \Delta LnVentas_{it}$	-0,031	-4,45 ***	0,008	0,88	-0,017	-2,57 **	-0,049	-5,65 ***	-0,090	-6,70 ***
$PPE_{it} * (Red_{it} * \Delta LnVentas_{it})$	-0,028	-5,96 ***	-0,047	-7,81 ***	-0,052	-10,81 ***	-0,038	-6,37 ***	0,058	5,65 ***
$Personal_{it} * (Red_{it} * \Delta LnVentas_{it})$	-0,001	-0,91	-0,030	-17,54 ***	0,101	7,14 ***	-0,100	-5,86 ***	-0,001	-0,45
$Sucesiva_{it} * (Red_{it} * \Delta LnVentas_{it})$	0,044	24,53 ***	0,012	5,55 ***	0,051	27,93 ***	0,042	18,67 ***	0,064	16,42 ***
PIB_{it+1}	0,003	10,71 ***	-0,001	-0,14	0,004	15,59 ***	0,002	6,83 ***	0,006	9,73 ***
F		2501 ***		8908 ***		1371 ***		2060 ***		293 ***
FIV máximo		3,26		3,21		3,26		3,36		3,17
R ² ajustado		28,00%		58,06%		17,56%		24,25%		4,35%
N		38.684		38.684		38.684		38.684		38.684

Tabla 11. Resultados de la regresión del modelo (4) incorporando la variación del PIB como variable independiente adicional

$$Ln\Delta Gasto_{jit} = \alpha + \beta_1 * Ln\Delta Ventas_{it} + \beta_2 * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_3 * PPE_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_4 * Personal_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_5 * Sucesiva_{it} * (Red_{it} * Ln\Delta Ventas_{it}) + \beta_6 * PIB_{t+1} + \beta_7 * Sector + \beta_8 * Año_t + \epsilon_{it}$$

Características de la muestra y definición de las variables en la [Tabla 1](#). Red_{it} es una variable binaria que toma el valor 1 cuando las ventas del ejercicio son inferiores a las del ejercicio anterior, y 0 en caso contrario; $Ln\Delta Gasto_{jit}$ es el logaritmo neperiano del cociente entre el importe de cada componente de los gastos del ejercicio y el del ejercicio precedente y PIB_{t+1} es el crecimiento del PIB del ejercicio t+1. La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**) y 99% (***) de probabilidad. Errores estándar corregidos por dependencia en sección cruzada y serie temporal (Petersen, 2009; Gow et al., 2010). Adicionalmente, el modelo incorpora controles por efectos fijos de filiación sectorial y de año.

	$Ln\Delta Explotación_{it}$		$Ln\Delta Aprox_{it}$		$Ln\Delta Personal_{it}$		$Ln\Delta Exteriores_{it}$		$Ln\Delta Amort_{it}$	
	Coefftes.	t	Coefftes.	t	Coefftes.	t	Coefftes.	t	Coefftes.	t
Constante	0,025	24,77 **	0,021	16,02 ***	0,032	31,22 **	0,026	20,08 ***	0,002	1,21
$Ln\Delta Ventas_{it}$	0,305	60,25 ***	0,795	117,44 ***	0,196	40,84 ***	0,346	54,43 ***	0,215	21,93 ***
$Red_{it} * \Delta LnVentas_{it}$	-0,031	-4,45 ***	0,008	0,88	-0,017	-2,57 **	-0,049	-5,65 ***	-0,090	-6,70 ***
$PPE_{it} * (Red_{it} * \Delta LnVentas_{it})$	-0,028	-5,96 ***	-0,047	-7,81 ***	-0,052	-10,81 ***	-0,038	-6,37 ***	0,058	5,65 ***
$Personal_{it} * (Red_{it} * \Delta LnVentas_{it})$	-0,001	-0,91	-0,030	-17,54 ***	0,101	7,14 ***	-0,100	-5,86 ***	-0,001	-0,45
$Sucesiva_{it} * (Red_{it} * \Delta LnVentas_{it})$	0,044	24,53 ***	0,012	5,55 ***	0,051	27,93 ***	0,042	18,67 ***	0,064	16,42 ***
PIB_{t+1}	0,003	10,71 ***	-0,001	-0,14	0,004	15,59 ***	0,002	6,83 ***	0,006	9,73 ***
F		2501 ***		8908 ***		1371 ***		2060 ***		293 ***
FIV máximo		3,26		3,21		3,26		3,36		3,17
R ² ajustado		28,00%		58,06%		17,56%		24,25%		4,35%
N		38.684		38.684		38.684		38.684		38.684

el crecimiento del PIB del ejercicio t+1, PIB_{t+1} ⁹, de manera que un coeficiente positivo y estadísticamente significativo vendría a confirmar la respuesta de los gerentes a las expectativas económicas. Los resultados obtenidos se muestran en la [Tabla 11](#), en la que, como podemos apreciar, el coeficiente β_6 vinculado a la variable PIB_{t+1} es, a excepción del modelo en el que la variable dependiente es $Ln\Delta Aprox_{it}$, positivo y estadísticamente significativo, confirmando así la sensibilidad de la histéresis en aquellos casos en los que el coste tiene componentes fijos.

7.5. Pruebas empíricas adicionales

Las últimas pruebas están destinadas a comprobar si los resultados que hemos documentado son sensibles a la selección de la muestra o a la construcción de variables. Así, hemos reestimado los modelos (2) y (3), en el segundo empleando como variable dependiente los gastos totales de explotación, siguiendo el criterio de selección muestral de [Anderson y Lauen \(2007\)](#), que consiste en excluir, además de las colas del 0,5%, aquellas observaciones en las que los precitados gastos varían en dirección opuesta a las ventas (es decir, aumentos de gastos cuando las ventas se reducen y viceversa), lo que implica reducir la muestra a 33.424 observaciones. Los resultados obtenidos, no mostrados aquí, se mantienen cualitativamente en los mismos términos, confirmándose así la robustez de nuestros hallazgos. Por último, hemos redefinido la variable representativa de la intensidad de inmovilizados, PPE_{it} , como cociente entre el inmovilizado material y la cifra neta de negocios, manteniéndose los resultados en idénticos términos

8. Conclusiones y consideraciones finales

Nuestro trabajo ha tenido como finalidad abordar el análisis empírico de la histéresis de los costes en la empresa española. Para ello hemos empleado una amplia muestra de compañías que abarca el periodo comprendido entre los ejercicios

2011 y 2019, ambos inclusive, sobre cuya base hemos documentado la existencia de asimetrías en el comportamiento de los costes. No obstante, esta desigual conducta no se da en todos los tipos de coste, se manifiesta en muy diversos grados y no parece apreciarse en determinados sectores económicos.

Entendemos que nuestros resultados son consistentes y robustos, y suponen un avance en el conocimiento de la estructura de costes de la empresa española, poniendo también de manifiesto la necesidad de controlar los determinantes de la asimetría, lo que no siempre sucede en los estudios empíricos examinados. Además, nos hemos adentrado en el análisis de todos los gastos que nos permiten sus desgloses en las cuentas generales, a diferencia de la gran mayoría de estudios, que se limitan a verificar el comportamiento de los gastos generales, sin examinar la respuesta ante contracciones de la demanda que en nuestra opinión también revisten interés, como los aprovisionamientos, los deterioros o las amortizaciones.

No obstante, nuestros hallazgos han de ser interpretados con cierta cautela, ya que el empleo de las ventas como subrogado del nivel de actividad, si bien se trata de la aproximación habitual en la literatura sobre la materia, es imperfecta y constituye una limitación, ya que, como hemos avanzado, no permite el control de aquellos cambios en la cifra de negocios que hayan podido ser inducidos por variaciones en los precios y no por modificaciones en la actividad. Asimismo, otra limitación proviene de la imposibilidad de acceder a datos de la contabilidad analítica, lo que explica que nuestro trabajo, como es también usual en la literatura, se haya ejecutado tomando como base del análisis los gastos por naturaleza consignados en las cuentas anuales. Ello conduce a tratar de explicar decisiones gerenciales propias del ámbito interno de la empresa –basadas en la información sobre los costes– con información elaborada para usuarios externos, lo que inevitablemente da lugar a resultados empíricos imperfectos.

Asimismo, hay que significar que un mayor desglose de datos habría permitido profundizar en el estudio de los gastos de servicios exteriores, que agrupa partidas de muy diferente naturaleza (arrendamientos, reparaciones, suministros, etc.), y, muy posiblemente, con respuestas muy distintas a las variaciones en el nivel de ventas, lo que habría enriquecido los resultados que hemos mostrado e interpretado.

⁹En el caso del ejercicio 2020, afectado por la imprevisible situación de la pandemia, y dado que nuestra caracterización del PIB esperado mediante el PIB realizado asume de manera implícita la hipótesis de paseo aleatorio, hemos considerado que $E[PIB_{2020}] \sim PIB_{2019}$.

Por último, nuestro trabajo puede ser tomado como precedente de otras investigaciones futuras, aplicando esta misma metodología a sectores económicos concretos de los que se disponga de mediciones fiables de los niveles de actividad, no expresados en términos de ventas –sensibles a las variaciones de los precios—o de unidades fabricadas –afectadas por la heterogeneidad de la producción múltiple–, sino al consumo de un factor productivo preponderante, lo que permitiría superar las limitaciones inherentes al empleo de la cifra de ventas o del número de unidades producidas como subrogados imperfectos de dicho nivel de actividad.

Financiación

Esta investigación no ha recibido ninguna subvención específica de organismos de financiación públicos, comerciales o sin ánimo de lucro.

Conflicto de intereses

El autor declara no tener ningún conflicto de intereses.

References

- Anderson, S. W. (2007). Managing costs and cost structure throughout the value chain: Research on strategic cost management. En C. S. Chapman, A. G. Hopwood & Michael D. Shields (Eds.), *Handbook of Management Accounting Research* (volumen 2, pp. 481-506). Amsterdam, Netherlands: Elsevier.
- Anderson, M.C., Banker, R.D., & Janakiraman, S.N. (2003). Are selling, general, and administrative costs 'sticky? *Journal of Accounting Research*, 41(1), 47–63. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.00095>
- Anderson, M.C, Banker, R.D, Huang, R., & Janakiraman, S.N. (2007). Cost behavior and fundamental analysis of SG&A costs", *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 22(1), 1-28. <https://doi.org/10.1177/0148558X0702200103>
- Anderson, S. W., & Lanen, W. N. (2007). Understanding cost management: what can we learn from the evidence on 'sticky costs? Documento de trabajo, University of Michigan.
- Argilés, J.M., & García Blandón, J. (2009). Cost stickiness revisited: empirical application for farms. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 38(144), 579-605. <https://doi.org/10.1080/02102412.2009.10779675>
- Balakrishnan, R., & Gruca T.S. (2008). Cost stickiness and core competency: A note. *Contemporary Accounting Research*, 25(4), 993-1006. <https://doi.org/10.1506/car.25.4.2>
- Balakrishnan, R., Petersen M., & Soderstrom, N.S. (2004). Does capacity utilization affect the stickiness of cost? *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 19(3), 283-300. <https://doi.org/10.1177/0148558X0401900303>
- Balakrishnan, R., Labro, E., & Soderstrom, N. S. (2014). Cost structure and sticky costs", *Journal of Management Accounting Research*, 26 (2), 91-116. <https://doi.org/10.2308/jmar-50831>
- Banker, R. D., & Chen, L. (2006). Predicting earnings using a model based on cost variability and cost Stickiness. *Accounting Review*, 81(2), 285–307. <https://www.jstor.org/stable/4093140>
- Banker, R. D., Ciftci, M., & Mashruwala, R. (2008). Managerial Optimism, Prior Period Sales Changes, and Sticky Cost Behavior. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1599284> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1599284>
- Banker, R. D., & Byzalov, D. (2014). Asymmetric cost behavior. *Journal of Management Accounting Research*, 26(2), 43-79. <https://doi.org/10.2308/jmar-50846>
- Banker, R., Byzalov, D., & Chen, L. (2013). Employment protection legislation, adjustment costs and cross-country differences in cost behavior. *Journal of Accounting and Economics*, 55(1), 111-127. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2012.08.003>
- Banker, R. D., Byzalov, D., Ciftci, M., & Mashruwala, R. (2014). The moderating effect of prior sales changes on asymmetric cost behavior. *Journal of Management Accounting Research*, 26 (2), 221–242. <https://doi.org/10.2308/jmar-50726>
- Banker, R.D., Basu, S., Byzalov, D., & Chen, J.Y. (2016). The confounding effect of cost stickiness on conservatism estimates. *Journal of Accounting and Economics*, 61(1), 203-220. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2015.07.001>
- Banker, R. D., Byzalov, D., Fang, S., & Liang, Y. (2018). Cost management research. *Journal of Management Accounting Research*, 30 (3), 187-209. <https://doi.org/10.2308/jmar-51965>
- Baumgarten, D., Bonenkamp, U., & Homburg, C. (2010). The information content of the SG&A ratio. *Journal of Management Accounting Research*, 22 (1), 1-22. <https://doi.org/10.2308/jmar.2010.22.1.1>
- Binz, O., Mayew, W.J., & Nallareddy, S. (2021). Firms' response to macroeconomic estimation errors. *Journal of Accounting and Economics*, 73(2–3), 101454. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2021.101454>
- Brown, P., & Ball, R. (1967). Some preliminary findings on the association between the earnings of a firm, its industry, and the economy. *Journal of Accounting Research*, 5, 55-77. <https://doi.org/10.2307/2489908>
- Bugeja, M., Lu, M., & Shan, Y. (2015). Cost stickiness in Australia: Characteristics and determinants. *Australian Accounting Review*, 25(3), 248-261. <https://doi.org/10.1111/auar.12066>
- Cannon, J. N. (2014). Determinants of "sticky costs": An analysis of cost behavior using United States air transportation industry data. *The Accounting Review*, 89 (5), 1645-1672. <https://doi.org/10.2308/accr-50806>
- Chen, C. X., Lu, H., & Sougiannis, T. (2012). The agency problem, corporate governance, and the asymmetrical behavior of selling, general, and administrative costs. *Contemporary Accounting Research*, 29(1), 252-282. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.2011.01094.x>
- Ciftci, M., Mashruwala, R., & Weiss, D. (2016). Implications of cost behavior for analysts' earnings forecasts. *Journal of Management Accounting Research*, 28 (1), 57-80. <https://doi.org/10.2308/jmar-51073>
- Cooper, R., & Kaplan, R. S. (1992). Activity-based systems: Measuring the costs of resource usage. *Accounting Horizons*, 6, 1-13.
- Dalla Via, N., & Perego, P. (2014). Sticky cost behaviour: Evidence from small and medium sized companies. *Accounting & Finance*, 54(3), 753-778. <https://doi.org/10.1111/acfi.12020>
- Dierynck, B., Landsman, W., & Renders, A. (2012). Do managerial incentives drive cost behavior? Evidence about the role of the zero earnings benchmark for labor cost behavior in private belgian firms. *Accounting Review*, 87 (4), 1219-1246. <https://doi.org/10.2308/accr-50153>
- Fama, E. F., & French, K. R. (1997). Industry costs of equity.

- Journal of Financial Economics, 43(2), 153-193. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(96\)00896-3](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(96)00896-3)
- Garrison, R.H., Noreen, E.W., & Brewer, P.C. (2015). *Managerial Accounting*. 15ª edición. Nueva York, USA: Ed. McGraw Hill.
- Gow, I.D., Ormazábal, G., & Taylor, D.J. (2010). Correcting for cross-sectional and time-series dependence in accounting Research. *Accounting Review*, 85 (2), 483–512. <https://doi.org/10.2308/accr.2010.85.2.483>
- Kallapur, S., & Eldenburg, L. (2005). Uncertainty, real options, and cost behavior: Evidence from Washington State hospitals. *Journal of Accounting Research*, 43(5), 735-752. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2005.00188.x>
- Kama, I., & Weiss, D. (2013). Do earnings targets and managerial incentives affect sticky costs? *Journal of Accounting Research*, 51(1), 201-224. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2012.00471.x>
- Lev, B. (1974). On the association between operating leverage and risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9(4), 627-641. <https://doi.org/10.2307/2329764>
- Noreen, E., & Soderstrom, N.S. (1994). Are overhead costs strictly proportional to activity? Evidence from hospital departments. *Journal of Accounting and Economics*, 17(1-2) 255–278. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(94\)90012-4](https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90012-4)
- Petersen, M. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053>
- Shust, E., & Weiss, D. (2014). Discussion of asymmetric cost behavior—Sticky costs: Expenses versus cash flows. *Journal of Management Accounting Research*, 26 (2), 81-90. <https://doi.org/10.2308/jmar-10406>
- Subramaniam, C., & Watson, M.W. (2016). Additional evidence on the sticky behavior of costs. En M. Epstein & M. Malina (Eds.), *Advances in Management Accounting* (pp. 275-305). Bingley, UK: Emerald.
- Weiss, D. (2010). Cost behavior and analysts' earnings forecasts. *Accounting Review*, 85 (4), 1441–1474. <https://doi.org/10.2308/accr.2010.85.4.1441>
- Werbin, E., Vinuesa, L. M., & Porporato, M. (2012). Costos pegajosos (sticky costs) en empresas españolas: un estudio empírico. *Contaduría y Administración* 57) 185–200.