

# Persistencia del resultado contable y sus componentes: implicaciones de la medida de ajustes por devengo\*

*Persistence in accounting profit and its components: implications from the measurement of accruals*

Raúl Íñiguez Sánchez\*\*. Universidad de Alicante

Francisco Poveda Fuentes\*\*\*. Universidad de Alicante

**RESUMEN** Este trabajo es una extensión de la evidencia encontrada por Francis y Smith (2005) para el mercado estadounidense. Se realiza un análisis de persistencia del resultado contable empleando dos medidas alternativas de ajustes por devengo para tres países europeos: España, como mercado local; Alemania como representativo de un sistema continental; y Reino Unido como país de tradición anglosajona. La evidencia encontrada muestra que las diferencias de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja son más acusadas en países anglosajones. En dichos países, la información contenida en los ajustes por devengo permite construir estrategias de negociación autofinanciadas que generan rentabilidades anormales positivas. A su vez, el test de Mishkin (1983) muestra una incorrecta valoración de los ajustes por devengo, tanto para el caso del Reino Unido (sobreevaluación) como para el caso de Alemania (infravaloración). Cuando se emplea la corrección de Francis y Smith (2005), se reducen las diferencias de persistencia y las rentabilidades anormales generadas, aunque no se anula la incorrecta ponderación de los ajustes por devengo en el test de Mishkin (1983).

**PALABRAS CLAVE** Ajustes por devengo; Flujos de caja; Persistencia; Sistemas contables.

**ABSTRACT** This paper is an extension of the evidence found by Francis and Smith (2005) for the US market. We run an earnings component persistence analysis based on two alternative measures of accruals for three countries: Spain, as our local market; Germany as a representative example of a continental accounting system; and the United Kingdom, as a country belonging to an Anglo-Saxon accounting system. Our evidence shows that the different persistence of cash flow and accruals becomes more visible in the Anglo-Saxon accounting systems. In those countries, zero cost strategies based on accruals generate positive abnormal returns. Moreover, the Mishkin test (1983) shows an incorrect valuation of accruals in the UK (overvaluation) and in Germany (undervaluation). When we use the ac-

\* Una versión de este trabajo ha sido publicada previamente como papel de trabajo n.º 351 de la Colección de Documentos de Trabajo de la Fundación de las Cajas de Ahorro (FUNCAS). Los autores agradecen el apoyo financiero de la *Conselleria d'Empresa, Universitat i Ciència* a través del proyecto de grupos emergentes GV06/196. Los autores agradecen también los valiosos comentarios y aportaciones realizadas por Fernando Peñalva en las I Jornadas *REFC*, así como las acertadas contribuciones de dos evaluadores anónimos de la *REFC*.

\*\* El trabajo forma parte del proyecto de investigación INCENNOR (SEJ2005-08644-C02-01) financiado por el Ministerio de Educación y Ciencia y por fondos FEDER. Dirección para correspondencia: Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing, Universidad de Alicante, Apto. Correos 99, 03080 Alicante. Tel. 965903611, Correo-e: Raul.Iniguez@ua.es

\*\*\* El trabajo ha contado con la financiación del proyecto de investigación «Transmisión de información a través de los analistas financieros: asimetría, valoración y sesgos» (SEJ200509372/ECON) otorgado por el Ministerio de Educación y Ciencia. Dirección para correspondencia: Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing, Universidad de Alicante, Apto. Correos 99, 03080 Alicante. Tel. 965903621, Correo-e: FPoveda@ua.es.

cruel specific measure developed by Francis and Smith (2005), differences of persistence are reduced and the abnormal returns disappear. However, the incorrect valuation showed by the Mishkin test (1983) is not corrected by this specific measure of accruals.

**KEY WORDS** Accruals; Cash flows; Persistence; Accounting system.

---

## 1. INTRODUCCIÓN

A la hora de medir el rendimiento de una empresa en base a sus estados financieros, la cifra del resultado contable se puede descomponer en dos magnitudes esenciales que vienen dadas por los flujos de caja y los ajustes por devengo<sup>(1)</sup>. Los flujos de caja son una medida objetiva de rendimiento que representa el movimiento neto de tesorería que se ha producido en el ejercicio. Sin embargo, dicha medida no acompasa adecuadamente el rendimiento obtenido por la empresa con los recursos que han intervenido en su generación. En esta situación, dos de los principios básicos que guían la contabilidad de las empresas imponen la necesaria correlación entre ingresos y gastos de un ejercicio, así como el reflejo de ambos cuando se produzca su devengo, independientemente de su fecha de cobro o pago. Como resultado de la aplicación de este tipo de principios se obtiene el resultado contable que una compañía ha generado durante un ejercicio económico por el desarrollo de su actividad y que diferirá del flujo de caja en una magnitud heterogénea que denominamos ajustes por devengo.

En Sloan (1996) se aporta evidencia de que el grado en que los devengos inciden sobre los resultados contables futuros (persistencia) es inferior al de los flujos de caja. En esta línea, Francis y Smith (2005) realizan una nueva aportación sobre la distribución temporal de la información contenida en los ajustes por devengo de un ejercicio determinado, mostrando que esta característica es la causante de la baja persistencia de dichos ajustes respecto de los flujos de caja. De hecho, cuando emplean la medida de ajustes por devengo ajustada propuesta en su trabajo al mercado estadounidense, las diferencias de persistencia entre devengos y flujos de caja desaparecen. Desde un punto de vista de valoración, Sloan (1996) aportó por primera vez evidencia de que los inversores no son capaces de interpretar adecuadamente las distintas implicaciones que los ajustes por devengo y los flujos de caja tienen sobre los resultados contables futuros y, por tanto, sobre la evolución futura de sus cotizaciones de mercado. No obstante, no existe evidencia de cómo afecta el empleo de la medida propuesta por Francis y Smith (2005) a la anomalía de los ajustes por devengo acuñada por Sloan (1996).

En este contexto, el interés del presente trabajo se centra en analizar la persistencia de la medida de ajustes por devengo propuesta por Francis y Smith (2005) en un contexto distinto al mercado estadounidense. El uso y la flexibilidad con la que se aplican los ajustes por devengo, es distinto entre sistemas contables de corte anglosajón y sistemas contables de corte continental. Por tanto, este trabajo se plantea como primer objetivo extender la evaluación de la nueva medida de ajustes por devengo en países de distinta tradición contable. Un segundo aspecto de interés del trabajo viene dado por el análisis de cómo se valoran los componentes del resultado contable operativo (ajustes por devengo y flujo de ca-

---

(1) En ocasiones, se utilizan a lo largo del texto los términos resultados contables y flujos de caja, para hacer referencia al resultado operativo y al flujo de caja procedente de las operaciones, respectivamente.

ja de las operaciones) cuando se emplea la propuesta de Francis y Smith (2005). De este modo, como segundo objetivo del trabajo se plantea el análisis de si desaparece la denominada anomalía de los ajustes por devengo cuando se tiene en cuenta la medida de ajustes por devengo con impacto en el ejercicio.

De acuerdo con los objetivos perseguidos, el análisis empírico se ha planteado en tres países: España, Alemania, y Reino Unido. Por un lado, se estudia el mercado español para aportar evidencia sobre la persistencia de los distintos componentes del resultado contable y contribuir a un mejor uso e interpretación de la información financiera por parte de los inversores en el mercado de capitales español. Por otro lado, para poder sacar conclusiones sobre persistencia y valoración de los ajustes por devengo de Francis y Smith (2005) ante tradiciones contables contrapuestas, se analiza el mercado alemán como representante del sistema contable continental, y el mercado británico como representante del sistema contable anglosajón. Los motivos de elegir Alemania y el Reino Unido se basan en centrar la atención en los países con mayor impacto sobre la economía europea que, a su vez, son claros ejemplos de los sistemas contables continental y anglosajón, respectivamente.

En relación al análisis de persistencia, la metodología aplicada se ha basado en el trabajo original de Sloan (1996) evaluando el impacto de alteraciones de los componentes del resultado contable operativo actual sobre el resultado contable operativo del año posterior. Dicho análisis se ha llevado a cabo tanto con la descomposición tradicional basada en ajustes por devengo, como con la descomposición propuesta por Francis y Smith (2005) sobre medidas con impacto exclusivo en el resultado operativo del ejercicio. Los resultados obtenidos indican que en los países de tradición continental (España y Alemania) no existen diferencias de persistencia estadísticamente significativas entre devengos y flujos de caja, a diferencia de lo que ocurre en países de corte anglosajón (Reino Unido) y de la evidencia previa para el mercado estadounidense. A su vez, cuando se aplican las medidas propuestas por Francis y Smith (2005) los coeficientes de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja son prácticamente idénticos entre sí en España y Alemania, mientras que se mantienen diferencias significativas en el Reino Unido.

En relación a la valoración de los distintos componentes del resultado, la metodología empleada es la utilizada en la literatura previa y consiste en formar carteras por el grado de ajustes por devengo. Dichas carteras se forman tanto para ajustes por devengo completos como específicos del ejercicio. Posteriormente se analiza la rentabilidad anormal, ajustando por carteras de control formadas por tamaño y *book to market* (en adelante B/M), para ver si existen diferencias entre carteras. Los resultados obtenidos en este caso muestran que en España y Alemania no se generan rentabilidades anormales en base a la formación de carteras de ajustes por devengo completos, mientras que sí que se produce dicha anomalía en el Reino Unido. Sin embargo, cuando las carteras se forman en base a la propuesta de Francis y Smith (2005), no se obtienen rentabilidades anormales en ningún país de los estudiados. Por último, se emplea el test de Mishkin (1983) para analizar formalmente como valora el mercado la información sobre resultados futuros que incorporan los ajustes por devengo y los flujos de caja. Los resultados de este contraste muestran que en el Reino Unido el mercado sobrevalora la información contenida en los devengos, mientras que en Alemania ocurre exactamente lo contrario.

De acuerdo con este planteamiento, en el segundo apartado se revisa la literatura previa existente y se plantean las hipótesis a contrastar en el trabajo. En el tercer apartado, se describe la muestra sobre la que se lleva a cabo el trabajo empírico y se presenta un análisis preliminar de las variables de interés en cada uno de los países. En el cuarto apartado, se realiza el análisis de la persistencia del resultado contable y de sus componentes de ajustes por devengo y flujo de caja. En el apartado quinto se realiza un análisis de la valoración que hace el mercado de los distintos componentes del resultado contable. Finalmente, en el sexto apartado se ponen de manifiesto las principales conclusiones e implicaciones que se derivan del trabajo.

## 2. LITERATURA PREVIA E HIPÓTESIS

En el trabajo de Sloan (1996) se analiza la persistencia de los ajustes por devengo y del flujo de caja de las operaciones midiendo el grado en el que variaciones producidas en el ejercicio actual en cada componente afecta al resultado contable del ejercicio siguiente. Sus resultados indican una menor persistencia en el componente de ajustes por devengo en relación a los flujos de caja. En base a dicho resultado, para analizar si el mercado valora correctamente dichas propiedades, Sloan (1996) forma carteras por deciles de ajustes por devengo actuales y diseña una estrategia de coste cero consistente en mantener una posición larga en la cartera de bajos ajustes por devengo (cartera de alta persistencia) combinada con una posición corta en la de altos ajustes (cartera de baja persistencia). Dicha estrategia de negociación, en contra de lo que cabría esperar de acuerdo con los resultados de persistencia, proporciona rentabilidades anormales futuras positivas y estadísticamente significativas. Este comportamiento es el que se ha denominado como anomalía de los ajustes por devengo.

Sloan (1996) expone que las diferencias de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja se deben principalmente a que el componente de ajustes por devengo implica un mayor grado de subjetividad al incorporar estimaciones futuras, distribuciones temporales de gastos e ingresos, etc. Dicha subjetividad implica que cuando el componente de ajustes por devengo del resultado contable es especialmente elevado, la persistencia del mismo será menor. Los resultados obtenidos por Sloan (1996) han sido respaldados en diversos trabajos posteriores para el mercado estadounidense como Collins y Hribar (2000), Xie (2001), Bradshaw *et al.* (2001), Zach (2002) o Richardson *et al.* (2005).

Adicionalmente, en el trabajo de Richardson *et al.* (2005) se relaciona la subjetividad apuntada por Sloan (1996) con la fiabilidad asociada a cada uno de los componentes concretos de los ajustes por devengo. Sus resultados corroboran la anomalía de valoración en el mercado estadounidense y se aporta evidencia de que dicha anomalía se agrava conforme aumenta el peso de determinados componentes de los ajustes por devengo. En esta línea, se da soporte a lo establecido por Watts (2003) que apunta que la evolución de los US GAAP hacia el concepto de relevancia de la información contable, va en algunos casos en detrimento de la fiabilidad y posibilidad de verificación de dicha información. La mayor incidencia de este tipo de ajustes por devengo es señalada por Richardson *et al.* (2005) como causa de agravamiento de las diferencias de persistencia entre devengos y flujos de caja en el mercado americano.

Acorde con este tipo de planteamientos, en Hung (2000) se analiza la relevancia valorativa de la información contable en un amplio espectro de países teniendo en cuenta el grado de utilización de los ajustes por devengo en combinación con el grado de protección a los inversores existentes en cada país. En dicho trabajo se apunta que el devengo proporciona una mayor correlación de los gastos e ingresos que los flujos de efectivo, haciendo que la información contable sea más relevante. No obstante, en consonancia con lo apuntado en Watts (2003), Hung (2000) apunta que mayores ajustes por devengo implican mayor discrecionalidad y pueden minar la fiabilidad de la información contable. Ambos efectos se compensan de manera que, en mercados con bajos niveles de protección al inversor, permitir excesivamente el uso de ajustes por devengo redundará en una reducción de la relevancia valorativa de la contabilidad, mientras que en mercados con mayor protección al inversor, se atenúa este efecto negativo.

Centrando la atención en el análisis específico de la anomalía de los ajustes por devengo a nivel internacional, los principales trabajos sobre el tema son los de Pincus *et al.* (2005) y LaFond (2005). La evidencia obtenida en ambos trabajos es contradictoria en diversos aspectos. Por un lado, en Pincus *et al.* (2005) se concluye que la denominada anomalía de los ajustes por devengo es más probable en países con sistema contable de corte anglosajón donde se permite un uso más extenso de los mismos, donde existe menor concentración de la propiedad, y donde existen menores sistemas de protección para los outsiders. Concretamente, en dicho trabajo se analizan veinte países y únicamente se encuentra evidencia clara de la existencia de sobrevaloración en los ajustes por devengo para cuatro países, todos ellos con sistema contable de corte anglosajón (Estados Unidos, Reino Unido, Australia y Canadá). Tanto Alemania como España forman parte de la muestra analizada por Pincus *et al.* (2005) y no encuentran evidencia de la citada anomalía de los ajustes por devengo (incluso se detecta infravaloración para el caso alemán).

Por otro lado, en el trabajo de LaFond (2005) se concluye que la anomalía de los ajustes por devengo es un fenómeno que se da de manera generalizada en la gran mayoría de los mercados financieros, aunque no encuentra una clara pauta de comportamiento sobre los factores específicos de cada país que provocan la mayor o menor intensidad de la anomalía. LaFond (2005) apunta que la anomalía de los ajustes por devengo está presente tanto en países con alto grado de ajustes por devengo como en países con menor uso de dichos ajustes, tanto en países con sistema contable anglosajón, como en países con sistema contable continental. También en este trabajo, España y Alemania forman parte de la muestra analizada por LaFond (2005) y encuentra evidencia estadísticamente significativa de la presencia de la sobrevaloración de los ajustes por devengo.

Una de las razones que podría justificar los resultados opuestos entre LaFond (2005) y Pincus *et al.* (2005) es el empleo de diferentes bases de datos y periodos muestrales. En LaFond (2005) se emplea la base de datos World Scope para el periodo 1989-2003, mientras que en Pincus *et al.* (2005) se trabaja con la base de datos Global Vantage para el periodo 1993-2001. En este sentido, García-Lara *et al.* (2006) ponen de manifiesto que la elección de distintas bases de datos puede tener efectos sobre la investigación empírica. No obstante, la variable de ajustes por devengo completos alcanza en ambos trabajos valores medios en torno a -4%/-5% para España, -4% para el Reino Unido, y -6% para Alemania. Por tanto, la medida de ajustes por devengo empleada presenta pautas similares. La diferencia fundamental entre ambos trabajos está en la metodología para evaluar la anomalía de los ajustes por devengo. En Pincus *et al.* (2005) se aplica un análisis de carteras junto con el

test de Mishkin (1983) de forma similar a Sloan (1996). Por el contrario, en LaFond (2005) se emplea una metodología de carteras de arbitraje evaluada con el modelo de tres factores de Fama y French (1993) sin que exista un test directo sobre la infra o sobrevaloración de los devengos por parte del mercado.

En Hung (2000) se construye un índice que mide la intensidad de los ajustes por devengo dentro del marco normativo de cada país. Dicho índice arroja valores más bajos para países de corte continental frente los anglosajones. Concretamente, de los países que utilizamos en nuestro trabajo, el menor índice Hung (2000) se registra en Alemania (0,41), seguido por España (0,77) y el mayor índice es el del Reino Unido (0,82). En este contexto, una de las primeras motivaciones del presente trabajo consiste en aportar evidencia adicional de si existen diferencias de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja en países de corte continental como España y, con mayor representatividad, Alemania. Como contrapartida, se analiza el Reino Unido para ver las diferencias existentes en las principales economías europeas en función de tradiciones contables contrapuestas. De este modo, la primera hipótesis que se contrasta en el trabajo es:

$H_1$ : Las diferencias de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja son mayores en un sistema contable anglosajón que en un sistema contable continental.

El trabajo de Francis y Smith (2005) retoma la conclusión expuesta en los trabajos citados previamente sobre las diferencias de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja en el mercado estadounidense. Concretamente, dicho trabajo aporta evidencia de que las diferencias de persistencia entre devengos y flujos de caja observadas en otros trabajos se deben a determinados componentes de los ajustes por devengo que no tienen impacto en el resultado del ejercicio. En primer lugar, Francis y Smith (2005) demuestran analíticamente que los coeficientes de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja siempre serán distintos incluso cuando la persistencia de las operaciones recogidas en el resultado del ejercicio se mantenga inalterada para el año siguiente. Este hecho se debe a la presencia de ajustes por devengo que proceden de operaciones no correspondientes al ejercicio actual. En esta línea, Francis y Smith (2005) desarrollan una medida específica de ajustes por devengo centrada únicamente en operaciones del ejercicio con impacto en el resultado. Los autores aportan evidencia de que si se emplea dicha medida de ajustes por devengo específicos las diferencias de persistencia respecto de los flujos de caja se anulan en el mercado estadounidense.

La propuesta y resultados de Francis y Smith (2005) aportan una segunda motivación al presente trabajo al no existir evidencia hasta el momento de la aplicación de sus medidas de ajustes por devengo específicos a mercados distintos del estadounidense. En este sentido, en el presente trabajo se extiende el análisis de persistencia en base a dichos ajustes por devengo para el Reino Unido, como prueba adicional para un sistema contable anglosajón, y para España y Alemania como representantes de un sistema continental. En este sentido surge la segunda hipótesis a contrastar:

$H_2$ : Las diferencias de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja desaparecen con el empleo de las medidas específicas propuestas por Francis y Smith (2005).

Una vez se hayan analizado las diferencias de persistencia entre devengos y flujos de caja, se trata de estudiar la valoración que hace el mercado de ambos componentes. De este mo-

do, en primer lugar la tercera de las hipótesis que se contrasta en el presente trabajo se puede exponer como sigue:

$H_3$ : La sobrevaloración de los ajustes por devengo se produce con mayor probabilidad en los países con sistema contable anglosajón donde las diferencias de persistencia entre devengos y flujos de caja son más acusadas.

Finalmente, la última de las hipótesis contrastadas se centra en analizar si la medida de ajustes por devengo específicos propuesta por Francis y Smith (2005) hace desaparecer, o al menos reduce la denominada anomalía de los ajustes por devengo:

$H_4$ : La sobrevaloración de los ajustes por devengo desaparece con el empleo de las medidas específicas propuestas por Francis y Smith (2005).

### 3. MUESTRA Y DATOS

El análisis de las empresas españolas, alemanas y británicas se ha basado en la información extraída de la base de datos Compustat Global Vantage. Dicha base de datos dispone de los estados financieros de compañías cotizadas en los mercados de capitales desde 1994. De este modo, la muestra abarca el periodo de once años comprendido entre 1994-2004. Dado que la composición y comportamiento de los ajustes por devengo para las empresas de carácter financiero y de seguros es esencialmente distinto al resto de empresas, se han eliminado de la muestra. Sólo incluimos una empresa/año como observación de la muestra final si se dispone de todos los datos de las variables relevantes. De esta forma, aseguramos la comparabilidad de los resultados en cada país, puesto que el número de observaciones de cada una de las regresiones se mantiene inalterado.

Por otro lado, para mejorar la comparabilidad de los resultados con los trabajos realizados para Estados Unidos, se definen las variables exactamente igual que en los trabajos previos<sup>(2)</sup>. De este modo, los ajustes por devengo que se derivan de los estados contables se calculan como sigue:

$$ACC_t = (\Delta CA_t - \Delta Cash_t) - (\Delta CL_t - \Delta DCL_t) - Dep_t \quad (1)$$

Donde <sup>(3)</sup>:

*ACC*: Ajustes por devengo totales.

*CA*: Activo circulante (G638).

*Cash*: Tesorería y equivalentes (G628).

*CL*: Pasivo circulante (G650).

*DCL*: Deuda financiera dentro del pasivo circulante (G132).

*Dep*: Depreciación y amortización (G399).

En relación al flujo de caja, dado que no suele estar disponible para todos los países y empresas el estado de flujos correspondiente, se calcula de manera indirecta como diferencia

(2) La mayoría de trabajos estadounidenses utilizan la base de datos Compustat North America de Standard & Poor's. Esta misma empresa proporciona la base de datos Compustat Global Vantage para un gran número de países a nivel mundial, entre los que se incluyen los de este estudio.

(3) Entre paréntesis código del ítem en Compustat Global Vantage.

entre el resultado operativo y los ajustes por devengo definidos en la expresión [1]. De este modo:

$$CFO_t = INC_t - ACC_t \quad (2)$$

Donde:

*CFO*: Flujo de caja de las operaciones.

*INC*: Resultado operativo después de amortización-depreciación (G378).

*ACC*: Ajustes por devengo totales calculados según la expresión (1).

Dado el interés por analizar la persistencia de los distintos componentes del resultado contable, además de la variable de ajustes por devengo totales calculada a partir de los estados contables, se empleará la medida propuesta por Francis y Smith (2005). Uno de los pilares básicos del citado trabajo se centra en demostrar que las diferencias de persistencia detectadas por Sloan (1996) entre flujos de caja y ajustes por devengo pueden ser debidas a componentes específicos de los ajustes por devengo. En este sentido, se aíslan los ajustes por devengo con impacto únicamente en el resultado contable actual y los flujos de caja asociados únicamente con operaciones del ejercicio actual. Con dichas medidas, tal y como se apuntaba en la introducción, Francis y Smith (2005) demuestran que no hay diferencias de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja en el mercado estadounidense. Concretamente, la medida de ajustes por devengo del ejercicio que definen dichos autores y que será empleada en este trabajo es la siguiente <sup>(4)</sup>:

$$ACC_t^{time} = AR_t - OCA_{t-1} - OCL_t - Dep_t - IE_t \quad (3)$$

$$IE_t = \begin{cases} \min(AP_t, COGS_t) & \text{if } INVT_t \geq INVT_{t-1} \\ \min[AP_t - (INVT_t - INVT_{t-1}), COGS_t] & \text{if } INVT_t < INVT_{t-1} \end{cases}$$

Donde:

*ACC<sup>time</sup>*: Ajustes por devengo con reflejo en el resultado del ejercicio corriente.

*AR*: Cuentas a cobrar (G629).

*OCA*: Otros activos circulantes (G635).

*OCL*: Otros pasivos circulantes (G646).

*Dep*: Depreciación y amortización (G399).

*IE*: Efecto inventario.

*AP*: Cuentas a pagar (G141).

*INVT*: Inventarios (G71).

*COGS*: Coste de las ventas [Aprovisionamientos (G613) – Variación de existencias ( $\Delta G71$ )].

Como se puede ver en la expresión [3], el coste de las ventas (COGS) interviene en el cálculo del efecto inventario (IE). La variable COGS sólo está disponible en la base de datos en aque-

(4) La ecuación [3] es una simplificación empírica del accrual time propuesto por Francis y Smith (2005) que ellos mismos emplean al no disponer de los datos de pasivos debidamente desglosados en COMPUSTAT [pág. 426, nota 18 de Francis y Smith (2005)].



llas cuentas de resultados que se estructuran por funciones y no por naturaleza como ocurre en España. Por este motivo, la medida que se plantea de COGS es una aproximación que no tiene en cuenta costes directos de producción. No obstante, se han llevado a cabo análisis de sensibilidad que aseguran la robustez de los resultados ante este problema de medición. Concretamente, la aproximación propuesta induce a una infraestimación del COGS que provoca una mayor presencia en el IE (al calcularse éste como el mínimo entre dos magnitudes). Pese a esto, el COGS sólo interviene, como medida de IE, en un 3% de los casos en el Reino Unido, en un 6% en Alemania y en un 10% en España. Se ha replicado el trabajo en distintos escenarios con diferentes opciones de COGS sin que los resultados se vean alterados<sup>(5)</sup>.

A su vez, de acuerdo con esta definición de ajustes por devengo, también se calcula el flujo de caja de las operaciones correspondiente de acuerdo con la siguiente expresión:

$$CFO_t^{time} = INC_t - ACC_t^{time} \quad (4)$$

Donde:

*CFO<sup>time</sup>*: Flujo de caja de las operaciones con impacto en el ejercicio.

*INC*: Resultado operativo después de amortización-depreciación (G378).

*ACC<sup>time</sup>*: Ajustes por devengo con impacto en el ejercicio [expresión (3)].

Una vez presentada la definición de las principales variables que intervendrán en el estudio, a continuación se realiza una estadística descriptiva de las mismas, así como del resultado operativo, variable que se empleará posteriormente en el análisis de la persistencia de los flujos de caja y de los ajustes por devengo. En la Tabla 1, dado que todas las variables se encuentran deflactadas por el total de activo, la variable INC se asemeja a la rentabilidad económica de las empresas. Por término medio, tomando todas las observaciones empresa-año que intervienen en el trabajo, en España dicha rentabilidad se sitúa en torno al 6% tanto en media como en mediana<sup>(6)</sup>. La región central de la distribución va desde un primer cuartil del 3,8% a un tercer cuartil situado en el 9,5%. Con respecto a los otros países, se observan valores centrales y rangos similares. Concretamente, para el caso del Reino Unido se observa una rentabilidad media del 6,8% mientras que para Alemania se obtiene un 5,8%. Posteriormente, las variables ACC y CFO no son más que la descomposición de la citada rentabilidad económica en su componente de caja y ajustes por devengo. En relación a los ajustes por devengo, en el caso de España la media se sitúa en torno al -4,8% sobre el total de activo, mientras que para el Reino Unido se obtiene una media de -5,0%, y un -6,2% para Alemania. Finalmente, los flujos de caja son también muy similares con un valor medio para España del 11,4%, frente a un 11,1% para el Reino Unido, y un 11,8% para Alemania. Como cabía esperar cuando se toman medidas de ajustes por devengo totales, los ajustes por devengo son en media negativos por el fuerte efecto de las amortizaciones y, por tanto, los flujos de caja son superiores al resultado operativo. Obviamente, se produce el efecto contrario en los flujos de caja<sup>(7)</sup>.

(5) Los análisis de sensibilidad están disponibles bajo petición a los autores.

(6) Se eliminan las observaciones del resultado, flujos de caja y ajustes por devengo (en términos relativos) que no estén comprendidas entre las siguientes fronteras:  $F_1 = Q_1 - 3 \cdot RIQ$  y  $F_2 = Q_3 + 3 \cdot RIQ$ , donde,  $Q_1$  y  $Q_3$  son el primer y tercer cuartil respectivamente,  $RIQ$  es el recorrido intercuartílico, y  $F_1$  y  $F_2$  son las fronteras exteriores que marcan la presencia de valores extremos. Este método de detección de observaciones extremas está basado en el llamado Principio de Winsor.

(7) Las pautas observadas en la estadística descriptiva de las variables es similar a las de los trabajos de Sloan (1996) y Francis y Smith (2005) para el mercado estadounidense, así como a las de los trabajos de LaFond (2005) y Pincus *et al.* (2005) en un contexto internacional.

**TABLA 1**  
**ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS PRINCIPALES VARIABLES**

Las variables han sido deflactadas por el total activo. INC: Resultado operativo después de amortización-depreciación (G378); INC(t+1): Resultado operativo después de amortización-depreciación en el periodo siguiente; CFO: Flujo de caja de las operaciones calculado según la expresión (2); ACC: Ajustes por devengo totales calculados según la expresión (1);  $ACC^{time}$ : Ajustes por devengo con efecto en el resultado del ejercicio calculados según la expresión (3);  $CFO^{time}$ : Flujo de caja con efecto en el resultado del ejercicio calculado según la expresión (4); mn: media; std: desviación típica; *skw*: coeficiente de asimetría; *ks*: coeficiente de kurtosis; *p25*: percentil 25 o primer cuartil; *md*: percentil 50 o mediana; *p75*: percentil 75 o tercer cuartil; *N*: número de observaciones. Todas las variables dentro de un mismo país presentan el mismo número de observaciones.

<i>ESPAÑA (N = 787)</i>	<i>Mn</i>	<i>Std</i>	<i>Skw</i>	<i>Ks</i>	<i>p25</i>	<i>Md</i>	<i>p75</i>
INC(t+1)	0,064	0,057	0,224	5,272	0,035	0,059	0,092
INC	0,064	0,057	0,181	5,185	0,038	0,062	0,095
ACC	-0,048	0,060	0,350	5,263	-0,080	-0,049	-0,020
CFO	0,114	0,083	-0,148	4,860	0,067	0,113	0,161
$ACC^{time}$	-0,082	0,124	-0,890	4,959	-0,125	-0,062	-0,014
$CFO^{time}$	0,148	0,139	0,944	5,005	0,069	0,130	0,200
<i>REINO UNIDO (N = 5.257)</i>	<i>Mn</i>	<i>Std</i>	<i>Skw</i>	<i>Ks</i>	<i>p25</i>	<i>Md</i>	<i>p75</i>
INC (t+1)	0,062	0,113	-0,776	4,449	0,028	0,077	0,123
INC	0,068	0,114	-0,805	4,588	0,036	0,082	0,128
ACC	-0,050	0,087	-0,333	5,269	-0,087	-0,044	-0,007
CFO	0,111	0,145	-0,762	5,255	0,055	0,124	0,190
$ACC^{time}$	-0,190	0,180	-0,711	5,140	-0,279	-0,154	-0,083
$CFO^{time}$	0,245	0,232	0,027	5,180	0,130	0,230	0,366
<i>ALEMANIA (N = 1.997)</i>	<i>Mn</i>	<i>Std</i>	<i>Skw</i>	<i>Ks</i>	<i>p25</i>	<i>Md</i>	<i>p75</i>
INC (t+1)	0,054	0,081	-0,333	5,183	0,021	0,056	0,092
INC	0,058	0,080	-0,273	5,329	0,024	0,058	0,095
ACC -	0,062	0,091	-0,098	5,453	-0,106	-0,059	-0,018
CFO	0,118	0,125	-0,294	5,344	0,061	0,117	0,183
$ACC^{time}$	-0,114	0,179	-0,205	5,286	-0,212	-0,098	-0,017
$CFO^{time}$	0,168	0,188	-0,123	5,094	0,072	0,158	0,271

Si se centra la atención en la medida de ajustes por devengo con impacto en el resultado del ejercicio propuesta por Francis y Smith (2005), para el caso del Reino Unido se obtienen valores claramente superiores en valor absoluto respecto del resto de países. Dichas diferencias se observan tanto en la media, como en todos los percentiles analizados por lo que subyace una diferencia sistemática relacionada con el distinto marco normativo que impera en estos países. Tal y como se apuntaba en el apartado segundo, la contabilidad de corte anglosajón reconoce mayor cantidad de partidas con impacto en ejercicios anteriores o posteriores dentro de los denominados ajustes por devengo, si se compara con contabilidades de corte continental.

En la Tabla 2 se presenta la composición de la variable de ajustes por devengo con impacto en el ejercicio para cada uno de los países considerados. Si comparamos la composición para los extremos que vienen dados por el Reino Unido y Alemania como sistemas contables contrapuestos, se puede observar que la diferencia más significativa se da la partida de otros pasivos circulantes que es liderada en los tres percentiles por el Reino Unido, presentando además coeficiente de kurtosis extremadamente elevado así como una fuerte asi-

metría a la derecha. En el resto de partidas, no existen diferencias claras entre ambos países. No obstante, la diferencia señalada entre los otros pasivos circulantes es la que provoca principalmente que los ajustes por devengo específicos según la propuesta de Francis y Smith (2005) sean más negativos para el Reino Unido que para España o Alemania.

**TABLA 2**  
**COMPONENTES DE AJUSTES POR DEVENGO CON IMPACTO EN EL EJERCICIO**

Las variables han sido deflactadas por el total activo. AR: Cuentas a cobrar (ítem Global Vantage G629); OCA: Otros activos circulantes (ítem Global Vantage G635); OCL: Otros pasivos circulantes (ítem Global Vantage G646); Dep: Depreciación y amortización (ítem Global Vantage G399); IE: Efecto inventario [ver expresión (3)]; mn: media; std: desviación típica; skw: coeficiente de asimetría; ks: coeficiente de kurtosis; p25: percentil 25 o primer cuartil; md: percentil 50 o mediana; p75: percentil 75 o tercer cuartil; N: número de observaciones. Todas las variables dentro de un mismo país presentan el mismo número de observaciones.

ESPAÑA (N= 787)	Mn	Std	Skw	Ks	p25	Md	p75
AR <sub>t</sub>	0,230	0,151	1,194	4,302	0,120	0,203	0,290
OCA <sub>t-1</sub>	0,006	0,011	4,707	33,714	0,001	0,002	0,006
OCL <sub>t</sub>	0,109	0,108	2,379	8,816	0,047	0,071	0,120
Dep <sub>t</sub>	0,043	0,023	0,502	3,516	0,027	0,042	0,056
IE <sub>t</sub>	0,156	0,120	1,328	4,633	0,073	0,128	0,200
REINO UNIDO (N= 5.257)	Mn	Std	Skw	Ks	p25	Md	p75
AR <sub>t</sub>	0,217	0,152	0,895	4,163	0,096	0,203	0,304
OCA <sub>t-1</sub>	0,038	0,053	4,903	38,828	0,011	0,022	0,044
OCL <sub>t</sub>	0,169	0,168	30,714	1616,502	0,097	0,145	0,204
Dep <sub>t</sub>	0,052	0,099	27,732	1068,271	0,025	0,041	0,060
IE <sub>t</sub>	0,152	0,128	8,036	236,983	0,070	0,128	0,207
ALEMANIA (N = 1.997)	Mn	Std	Skw	Ks	p25	Md	p75
AR <sub>t</sub>	0,218	0,133	1,084	5,540	0,124	0,208	0,285
OCA <sub>t-1</sub>	0,057	0,050	3,361	22,462	0,028	0,044	0,071
OCL <sub>t</sub>	0,101	0,094	2,823	14,602	0,045	0,070	0,115
Dep <sub>t</sub>	0,066	0,078	27,069	999,858	0,041	0,058	0,077
IE <sub>t</sub>	0,110	0,081	1,421	6,178	0,055	0,096	0,146

Como complemento al análisis descriptivo realizado para cada variable, en la tabla 3 se presenta la correlación existente entre ellas<sup>(8)</sup>. Por un lado, podemos observar la correlación negativa existente entre los ajustes por devengo y los flujos de caja, tanto si se emplean medidas completas como si se emplean las medidas con impacto en el ejercicio de Francis y Smith (2005). Dicha correlación es significativamente distinta de cero en todos los contrastes realizados, tal y como cabe esperar por la propia definición de las variables y por los resultados empíricos de los trabajos relacionados en el segundo apartado.

Por otro lado, las correlaciones entre resultados contables en t+1 y ajustes por devengo completos no son estadísticamente significativas para España ni para Alemania con ninguna de las correlaciones analizadas. Para el caso del Reino Unido, dicha correlación se muestra positiva y estadísticamente distinta de cero cuando se mide con la correlación pa-

(8) Se han calculado las correlaciones de Pearson, Spearman y Kendall. Los resultados son similares en los tres casos desde el punto de vista cualitativo por lo que únicamente aparecen en las tablas las dos primeras. La tau de Kendall se ha considerado por su buen comportamiento para muestras pequeñas.

ramétrica de Pearson, aunque no se detecta significatividad con la correlación no paramétrica de Spearman. Si se emplea la medida de ajustes por devengo específicos de Francis y Smith (2005), para el caso español no se obtiene significatividad estadística en ningún caso en la correlación con el resultado en  $t+1$ . Respecto al Reino Unido y Alemania, en ambos casos y con ambas medidas de correlación (Pearson y Spearman) las correlaciones son estadísticamente significativas aunque de signo contrario. Estas diferencias de signo son consistentes con la fuerte presencia de la reversión de otros pasivos circulantes para el caso del Reino Unido que puede generar una correlación negativa entre los ajustes por devengo específicos y el resultado del ejercicio siguiente.

**TABLA 3**  
**COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE PEARSON Y SPEARMAN**

Por debajo de la diagonal se muestran los coeficientes de correlación de Pearson, y por encima los de Spearman. Las variables han sido deflactadas por el total activo. INC: Resultado operativo después de amortización-depreciación (G378); INC ( $t+1$ ): Resultado operativo después de amortización-depreciación en el periodo siguiente; CFO: Flujo de caja de las operaciones calculado según la expresión (2); ACC: Ajustes por devengo totales calculados según la expresión (1); ACC<sup>time</sup>: Ajustes por devengo con efecto en el resultado del ejercicio calculados según la expresión (3); CFO<sup>time</sup>: flujo de caja con efecto en el resultado del ejercicio calculado según la expresión (4). Todas las variables dentro de un mismo país presentan el mismo número de observaciones.

ESPAÑA N = 787	INC( $t+1$ )	INC	ACC	CFO	ACC <sup>time</sup>	CFO <sup>time</sup>
INC( $t+1$ )	1	0,781***	-0,057	0,552***	-0,054	0,383***
INC	0,763***	1	0,008	0,650***	0,005	0,436***
ACC	-0,015	0,053	1	-0,673***	0,278***	-0,219***
CFO	0,540***	0,656***	-0,711***	1	-0,199***	0,483***
ACC <sup>time</sup>	-0,087**	-0,030	0,200***	-0,174***	1	-0,848***
CFO <sup>time</sup>	0,378***	0,429***	-0,151***	0,415***	-0,913***	1
REINO UNIDO N = 5.257	INC( $t+1$ )	INC	ACC	CFO	ACC <sup>time</sup>	CFO <sup>time</sup>
INC( $t+1$ )	1	0,753***	0,022	0,597***	-0,093***	0,477***
INC	0,735***	1	0,093***	0,745***	0,049***	0,569***
ACC	0,093***	0,202***	1	-0,475***	0,321***	-0,135***
CFO	0,607***	0,781***	-0,386***	1	-0,213***	0,595***
ACC <sup>time</sup>	-0,058***	0,014	0,332***	-0,148***	1	-0,762***
CFO <sup>time</sup>	0,516***	0,628***	-0,074***	0,650***	-0,704***	1
ALEMANIA N = 1.997	INC( $t+1$ )	INC	ACC	CFO	ACC <sup>time</sup>	CFO <sup>time</sup>
INC( $t+1$ )	1	0,702***	-0,016	0,476***	0,100***	0,217***
INC	0,667***	1	0,012	0,637***	0,133***	0,306***
ACC	0,030	0,071***	1	-0,677***	0,362***	-0,314***
CFO	0,455***	0,658***	-0,668***	1	-0,163***	0,470***
ACC <sup>time</sup>	0,128***	0,180***	0,405***	-0,162***	1	-0,844***
CFO <sup>time</sup>	0,219***	0,337***	-0,323***	0,510***	-0,839***	1

Por el contrario, los flujos de caja del ejercicio actual sí que se muestran significativamente correlacionados con el resultado contable del ejercicio siguiente. Dicho resultado es estadísticamente significativo en los contrastes realizados con p-valores cercanos a cero. Cabe destacar que la medida específica del ejercicio implica una menor correlación con el resultado contable del ejercicio siguiente. Este resultado es el que cabía esperar al trabajar con flujos de caja compuestos únicamente por aquellas partidas que han tenido impacto en el resultado del ejercicio corriente, mientras que el flujo de caja completo incluye partidas que se traducirán en resultados en el año posterior y que inciden en la correlación entre ambas variables.

**TABLA 4**  
**ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS POR CUARTILES DE AJUSTES POR DEVENGO**

Las variables han sido deflactadas por el total activo. ACC: Ajustes por devengo totales calculados según la expresión (1); CFO: Flujo de caja de las operaciones según la expresión (2); INC: Resultado operativo después de amortización-depreciación (G378);  $INC_{(t+1)}$ : Resultado operativo después de amortización-depreciación en el periodo siguiente;  $ACC^{time}$ : Ajustes por devengo con efecto en el resultado del ejercicio calculados según la expresión (3);  $CFO^{time}$ : flujo de caja con efecto en el resultado del ejercicio calculado según la expresión (4); Beta: Beta tomada de Global Vantage Compustat, estimada en una regresión de mercado con datos de los 36 meses previos al año  $t$ , y con el Índice General de la Bolsa de Madrid como cartera de mercado; Tam: logaritmo neperiano de la capitalización bursátil a cierre de ejercicio, calculada como el producto del precio de fin de ejercicio por el número de acciones en circulación en dicho momento; B/M: ratio *book-to-market*, calculado como el cociente entre los fondos propios (G277) a final de ejercicio y la capitalización bursátil; Las columnas cuartil 1 a cuartil 4 muestra la media de cada variable en cada cuartil; p-v 4-1: p-valor del contraste de diferencias de medias y medianas entre las carteras extremas; p-v: p-valor del contraste de diferencias de medias y medianas entre todas las carteras.

<i>España</i>	<i>Cuartil 1</i>	<i>Cuartil 2</i>	<i>Cuartil 3</i>	<i>Cuartil 4</i>	<i>p-v 4-1</i>	<i>p-v</i>
ACC	-0,116	-0,064	-0,035	0,024	0,000	0,000
CFO	0,175	0,136	0,101	0,041	0,000	0,000
$INC_{(t+1)}$	0,063	0,070	0,062	0,061	0,728	0,369
INC	0,058	0,073	0,066	0,067	0,140	0,071
$ACC^{time}$	-0,113	-0,098	-0,058	-0,060	0,000	0,000
$CFO^{time}$	0,170	0,171	0,125	0,127	0,000	0,000
Beta	0,801	0,695	0,732	0,891	0,284	0,073
Tam	5,734	5,994	6,139	5,867	0,463	0,148
B/M	0,737	0,807	0,819	0,794	0,369	0,584
<i>Reino Unido</i>	<i>Cuartil 1</i>	<i>Cuartil 2</i>	<i>Cuartil 3</i>	<i>Cuartil 4</i>	<i>p-v 4-1</i>	<i>p-v</i>
ACC	-0,156	-0,063	-0,027	0,048	0,000	0,000
CFO	0,171	0,142	0,111	0,021	0,000	0,000
$INC_{(t+1)}$	0,044	0,076	0,073	0,054	0,037	0,000
INC	0,034	0,080	0,086	0,072	0,000	0,000
$ACC^{time}$	-0,272	-0,192	-0,153	-0,141	0,000	0,000
$CFO^{time}$	0,269	0,270	0,236	0,205	0,000	0,000
Beta	0,884	0,797	0,775	0,751	0,000	0,000
Tam	4,146	4,758	4,752	4,187	0,579	0,000
B/M	0,577	0,734	0,777	0,716	0,000	0,000
<i>Alemania</i>	<i>Cuartil 1</i>	<i>Cuartil 2</i>	<i>Cuartil 3</i>	<i>Cuartil 4</i>	<i>p-v 4-1</i>	<i>p-v</i>
ACC	-0,171	-0,080	-0,039	0,043	0,000	0,000
CFO	0,213	0,143	0,102	0,011	0,000	0,000
$INC_{(t+1)}$	0,048	0,063	0,054	0,050	0,686	0,017
INC	0,048	0,063	0,064	0,054	0,291	0,005
$ACC^{time}$	-0,213	-0,113	-0,079	-0,050	0,000	0,000
$CFO^{time}$	0,252	0,175	0,143	0,103	0,000	0,000
Beta	0,334	0,354	0,374	0,398	0,076	0,296
Tam	4,913	5,281	5,242	5,048	0,243	0,006
B/M	0,670	0,767	0,771	0,774	0,024	0,057

Con la Tabla 4 se cierra el análisis descriptivo a través de una estadística por cuartiles de ajustes por devengo. Cada año asignamos cada observación a una cartera, de forma que en el primer cuartil se encuentran las observaciones con ajustes por devengo más negativos, mientras que en el último cuartil se encuentran las observaciones con ajustes por devengo más positivos. La tabla muestra los valores medios anuales de las variables

seleccionadas. La correlación negativa con los flujos de caja se refleja de manera perfecta en esta tabla para todos los países, y con una pauta monótona decreciente de los flujos desde el primer al último cuartil de ajustes por devengo. En cuanto a la relación entre ajustes por devengo y resultados contables, tal y como cabe esperar, existe mayor resultado contable en la cartera de mayores ajustes por devengo y viceversa. No obstante, la relación no es monótona a lo largo de todos los cuartiles. Concretamente se puede observar que el resultado contable crece súbitamente en el segundo cuartil para disminuir ligeramente o mantenerse constante a lo largo del resto de la muestra, no existiendo evidencia clara de diferencias significativas. En cuanto a las medidas específicas de ajustes por devengo y flujo de caja propuestas por Francis y Smith (2005), las pautas observadas son muy similares a las descritas para las variables completas<sup>(9)</sup>. Por último, se muestran en la Tabla 4 las betas de mercado, el tamaño medido por la capitalización bursátil y el ratio *book to market* (en adelante, BM) como medidas de riesgo por carteras. Los resultados muestran que pueden existir diferencias de riesgo entre las carteras extremas de ajustes por devengo por lo que las rentabilidades anormales que se emplearán en el análisis empírico serán ajustadas por carteras de control formadas en base a dichos factores.

#### 4. PERSISTENCIA: AJUSTES POR DEVENGO VS. FLUJOS DE CAJA

Un indicador del grado de persistencia de los resultados contables de una empresa viene dado por su capacidad para explicar el resultado contable del ejercicio siguiente. De este modo, para medir la persistencia se plantea la siguiente regresión:

$$INC_{i,t+1} = \alpha + \beta \cdot INC_{i,t} + u_{i,t+1} \quad (5)$$

Donde,

*INC*: Resultado operativo después de amortización-depreciación (G378).

$\beta$ : Coeficiente de persistencia.

*t*: subíndice temporal.

*i*: subíndice empresa.

*u*: término de error aleatorio.

Esta regresión (5) permite realizar la estimación de la persistencia del resultado operativo sin desglosar en sus componentes, y permite comparar el valor del parámetro restringido entre los países estudiados, lo que se realizará mediante su estimación desde dos enfoques complementarios<sup>(10)</sup>:

- En sección cruzada para cada uno de los años que integran la muestra desde 1995 hasta 2003 dada la presencia en la regresión del resultado del próximo periodo. Con estas estimaciones anuales, empleamos el procedimiento de Fama y MacBeth (1973) que toma co-

(9) También se han construido quintiles y deciles, siendo los resultados similares a los aquí presentados. Es de destacar en ambos casos que se sigue comprobando que la primera cartera es la de menor resultado operativo actual y futuro, acen- tuándose incluso las diferencias cuando se forman deciles.

(10) Para simplificar la presentación de los resultados no se muestran en las tablas las estimaciones en sección cruzada para cada uno de los años y para cada país sino que directamente se sintetizan en el procedimiento de Fama y MacBeth (1973). En cualquier caso, todos los resultados están disponibles a petición del lector.

mo medida de persistencia una media de los  $n$  coeficientes anuales  $\alpha_{i,pool} = \frac{1}{n} \sum_{t=1995}^{2003} \alpha_t$  y emplea el estadístico de contraste  $t$  basado en la serie temporal de los errores estándar consistentes ante heteroscedasticidad de estas estimaciones anuales <sup>(11)</sup>:  $t_{n-1} = \frac{|\alpha_{i,pool}|}{\sigma \sqrt{N}}$

— En base a un pool compuesto por todas las observaciones empresa-año disponibles.

**TABLA 5**  
**PERSISTENCIA DEL RESULTADO OPERATIVO**

La tabla muestra los resultados de la regresión (5) con datos del periodo 1994-2004:

$$INC_{i,t+1} = \alpha + \beta \cdot INC_{i,t} + u_{i,t+1}$$

INC: Resultado operativo después de amortización-depreciación (G378); INC(t+1): Resultado operativo después de amortización-depreciación en el periodo siguiente;  $\alpha$ : intercepto de la regresión;  $\beta$ : Coeficiente de persistencia del resultado operativo derivado de la regresión; N: número de regresiones anuales realizadas y número de observaciones empresa-año;  $t^*$ : estadística de contraste  $t$  ajustado por heteroscedasticidad para cada coeficiente;  $R^2$ : Coeficiente de determinación ajustado. Los coeficientes obtenidos mediante el procedimiento de Fama y MacBeth son la medida de los coeficientes obtenidos en las regresiones anuales, mientras que la significatividad se establece a través de la serie temporal de errores estándar ajustados por heteroscedasticidad de estas estimaciones anuales. Los ajustes por heteroscedasticidad utilizan los errores estándar de White.

<i>España</i>	$\alpha$	$t^*$	$\beta$	$t^*$	$R^2$	$N$
Fama-MacBeth	0,015	(4,37)	0,753	(19,91)	0,583	9 regresiones
Pool	0,014	(4,38)	0,760	(16,83)	0,582	787
<i>Reino Unido</i>	$\alpha$	$t^*$	$\beta$	$t^*$	$R^2$	$N$
Fama-MacBeth	0,015	(3,62)	0,728	(37,63)	0,544	9 regresiones
Pool	0,012	(7,77)	0,727	(52,11)	0,540	5.257
<i>Alemania</i>	$\alpha$	$t^*$	$\beta$	$t^*$	$R^2$	$N$
Fama-MacBeth	0,017	(3,48)	0,679	(41,12)	0,460	9 regresiones
Pool	0,015	(7,52)	0,673	(27,82)	0,445	1.997

Como se observa en la Tabla 5, el coeficiente de persistencia del resultado operativo medido a través del  $\beta$  se sitúa en torno a 0,75-0,76 para el caso español. Dichos coeficientes de persistencia son similares a los registrados para el mercado estadounidense en Francis y Smith (2005) para una muestra de 83.962 observaciones empresa-año en el periodo 1962-2001. Concretamente los coeficientes obtenidos por Francis y Smith (2005) para el equivalente al  $\beta$  de la Tabla 5 anterior tienen un rango entre el 0,75 y el 0,78 según los distintos procedimientos de estimación empleados por los citados autores.

Similares resultados se obtienen para el resto de países, obteniéndose coeficientes de persistencia positivos y significativos. Por lo que se refiere a la magnitud de los coeficientes, la persistencia en Alemania es inferior con coeficientes en torno a 0,68, mientras que para el Reino Unido se sitúan en torno a 0,72. Finalmente, en cuanto a la capacidad explicativa de los modelos, existe un elevado poder explicativo del resultado del ejercicio actual sobre el ejercicio siguiente. El coeficiente de determinación varía desde un 44% de varianza explicada para Alemania, hasta un 58% en el caso de España.

Una vez analizados los valores de partida del coeficiente de persistencia agregado del resultado operativo, se trata de eliminar la restricción de que dicho coeficiente se mantenga

constante entre los componentes de ajustes por devengo y flujo de caja. Dicha descomposición se realizará, tanto en base a las variables completas como a las variables con impacto exclusivo en el resultado del ejercicio. A estos efectos, con los dos enfoques descritos más arriba, se estiman las siguientes ecuaciones:

$$INC_{t,t+1} = \alpha + \beta_1 \cdot ACC_{t,t} + \beta_2 \cdot CFO_{t,t} + u_{t,t+1} \tag{6}$$

$$INC_{t,t+1} = \alpha + \beta_1 \cdot ACC_{t,t}^{time} + \beta_2 \cdot CFO_{t,t}^{time} + u_{t,t+1} \tag{7}$$

En la Tabla 6 se resumen los principales resultados de la estimación de las expresiones [6] y [7] diferenciando los coeficientes de persistencia para cada uno de los componentes del resultado operativo actual. Adicionalmente, se realiza un contraste de igualdad entre los coeficientes  $\beta_1$  y  $\beta_2$  para analizar las posibles diferencias de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja. El contraste empírico de la diferencia entre ambos coeficientes se realiza mediante el test de Wald así como con el ratio de máxima-verosimilitud (LR). En el panel A de la tabla 6 se observa que los coeficientes de persistencia de los ajustes por devengo y los flujos de caja son estadísticamente significativos para España. No obstante, no existe evidencia para rechazar la igualdad de coeficientes ni con el test de Wald ni con el test LR.

**TABLA 6**  
**PERSISTENCIA DE LOS AJUSTES POR DEVENGO Y DE LOS FLUJOS DE CAJA**

La Tabla muestra los resultados de las regresiones (6) y (7) con datos del periodo 1994-2004:

$$INC_{t,t+1} = \alpha + \beta_1 \cdot ACC_{t,t} + \beta_2 \cdot CFO_{t,t} + u_{t,t+1}$$

$$INC_{t,t+1} = \alpha + \beta_1 \cdot ACC_{t,t}^{time} + \beta_2 \cdot CFO_{t,t}^{time} + u_{t,t+1}$$

*INC*: Resultado operativo después de amortización-depreciación (G378); *INC(t+1)*: Resultado operativo después de amortización-depreciación en el periodo siguiente; *ACC*: Ajustes por devengo totales calculados según la expresión [1]; *CFO*: Flujo de caja de las operaciones según la expresión [2]; *ACC<sup>time</sup>*: Ajustes por devengo con efecto en el resultado del ejercicio calculados según la expresión [3]; *CFO<sup>time</sup>*: flujo de caja con efecto en el resultado del ejercicio calculado según la expresión [4];  $\alpha$ : intercepto de la regresión;  $\beta_1$ : Coeficiente de persistencia de los ajustes por devengo;  $\beta_2$ : Coeficiente de persistencia de los flujos de caja. Entre paréntesis los *t* estadísticos del contraste de significatividad de cada coeficiente ajustado por heteroscedasticidad. *N*: número de observaciones empresa-año; *R2*: Coeficiente de determinación ajustado. Los coeficientes obtenidos mediante el procedimiento de Fama y MacBeth son la media de los coeficientes obtenidos en las regresiones anuales, mientras que la significatividad se establece a través de la serie temporal de errores estándar ajustados por heteroscedasticidad de estas estimaciones anuales. Los ajustes por heteroscedasticidad utilizan los errores estándar de White. Wald: estadístico del contraste de Wald de la hipótesis nula  $\beta_1 = \beta_2$ ; *pv-wald*: p-valor del contraste de Wald de la hipótesis nula  $\beta_1 = \beta_2$ ; *LR*: estadístico de contraste del ratio de máxima verosimilitud de la hipótesis nula  $\beta_1 = \beta_2$ ; *pv-lr*: p-valor del contraste del ratio de máxima verosimilitud de la hipótesis nula  $\beta_1 = \beta_2$ .

Panel A: Carteras formadas por ajustes por devengo completos.

ESPAÑA (N = 787)	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	R2aj	Wald	pv-wald	LR	pv-lr
Fama-MacBeth	0,016 (5,26)	0,706 (14,97)	0,729 (18,06)	0,567	0,02	0,272	*	*
Pool	0,015 (4,58)	0,711 (11,78)	0,734 (14,76)	0,567	0,90	0,342	1,09	0,297
REINO UNIDO (N = 5.257)	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_1$	R2aj	Wald	pv-wald	LR	pv-lr
Fama-MacBeth	0,022 (4,87)	0,509 (16,49)	0,594 (30,29)	0,500	0,07	0,002	*	*
Pool	0,021 (11,01)	0,498 (22,33)	0,589 (42,63)	0,495	22,95	0,000	48,48	0,000

(continúa pág. sig.)



**TABLA 6 (cont.)**

**PERSISTENCIA DE LOS AJUSTES POR DEVENGO Y DE LOS FLUJOS DE CAJA**

La Tabla muestra los resultados de las regresiones (6) y (7) con datos del periodo 1994-2004:

$$INC_{t+1} = \alpha + \beta_1 \cdot ACC_{t+1} + \beta_2 \cdot CFO_{t+1} + u_{t+1}$$

$$INC_{t+1} = \alpha + \beta_1 \cdot ACC_{t+1}^{ime} + \beta_2 \cdot CFO_{t+1}^{ime} + u_{t+1}$$

*INC*: Resultado operativo después de amortización-depreciación (G378); *INC(t+1)*: Resultado operativo después de amortización-depreciación en el periodo siguiente; *ACC*: Ajustes por devengo totales calculados según la expresión [1]; *CFO*: Flujo de caja de las operaciones según la expresión [2]; *ACC<sup>ime</sup>*: Ajustes por devengo con efecto en el resultado del ejercicio calculados según la expresión [3]; *CFO<sup>ime</sup>*: flujo de caja con efecto en el resultado del ejercicio calculado según la expresión [4];  $\alpha$ : intercepto de la regresión;  $\beta_1$ : Coeficiente de persistencia de los ajustes por devengo;  $\beta_2$ : Coeficiente de persistencia de los flujos de caja. Entre paréntesis los *t* estadísticos del contraste de significatividad de cada coeficiente ajustado por heteroscedasticidad. N: número de observaciones empresa-año; R2: Coeficiente de determinación ajustado. Los coeficientes obtenidos mediante el procedimiento de Fama y MacBeth son la media de los coeficientes obtenidos en las regresiones anuales, mientras que la significatividad se establece a través de la serie temporal de errores estándar ajustados por heteroscedasticidad de estas estimaciones anuales. Los ajustes por heteroscedasticidad utilizan los errores estándar de White. Wald: estadístico del contraste de Wald de la hipótesis nula  $\beta_1 = \beta_2$ ; pv-wald: p-valor del contraste de Wald de la hipótesis nula  $\beta_1 = \beta_2$ ; LR: estadístico de contraste del ratio de máxima verosimilitud de la hipótesis nula  $\beta_1 = \beta_2$ ; pv-lr: p-valor del contraste del ratio de máxima verosimilitud de la hipótesis nula  $\beta_1 = \beta_2$ .

Panel A: Carteras formadas por ajustes por devengo completos.

ALEMANIA (N = 1.997)	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	R2aj	Wald	pv-wald	LR	pv-lr
Fama-MacBeth	0,022 (5,99)	0,543 (16,82)	0,576 (19,89)	0,434	0,03	0,132	*	*
Pool	0,022 (9,19)	0,532 (15,23)	0,553 (20,16)	0,407	1,14	0,285	1,92	0,166

Panel B: Carteras formadas por ajustes por devengo específicos de Francis y Smith (2005)

ESPAÑA (N = 787)	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	R2aj	Wald	pv-wald	LR	pv-lr
Fama-MacBeth	0,015 (3,63)	0,702 (16,40)	0,727 (16,84)	0,549	0,0039	0,8097	*	*
Pool	0,014 (4,08)	0,707 (12,85)	0,728 (13,96)	0,540	0,0003	0,9863	0,0005	0,9824
REINO UNIDO (N = 5.257)	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	R2aj	Wald	pv-wald	LR	pv-lr
Fama-MacBeth	0,022 (4,63)	0,410 (12,04)	0,483 (18,57)	0,459	0,06	0,0000	*	*
Pool	0,021 (10,24)	0,379 (20,67)	0,459 (30,54)	0,449	94,26	0,0000	152,27	0,0000
Alemania (N = 1.997)	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	R2aj	Wald	pv-wald	LR	pv-lr
Fama-MacBeth	0,027 (7,60)	0,508 (11,84)	0,513 (13,47)	0,412	0,00	0,709	*	*
Pool	0,028 (9,90)	0,473 (12,35)	0,473 (12,79)	0,376	0,00	0,994	0,00	0,994

En el caso del Reino Unido, el coeficiente de persistencia de los ajustes por devengo se sitúa en torno al 0,50 mientras que el de los flujos de caja se eleva hasta 0,59. Ambos coeficientes son significativamente distintos de cero. A su vez, tanto el test de Wald como el test LR indican un rechazo (p-valores inferiores al 1%) de la hipótesis nula de igualdad de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja. Los resultados son similares a los obtenidos en el trabajo de Francis y Smith (2005) para el mercado estadounidense. Por el contrario, si se contrastan las diferencias de persistencia entre los ajustes por devengo y los flujos de caja en el mercado alemán, ninguno de los contrastes permite rechazar la hipótesis nula de igualdad.

En definitiva, para el Reino Unido existe evidencia de una superior persistencia de los flujos de caja frente a los ajustes por devengo. Por el contrario, en el caso de España o Alemania, no existe evidencia de diferencias de persistencia entre ajustes por devengo completos y flujos de caja en ningún caso. En este sentido, se corrobora la hipótesis 1 planteada en el apartado segundo que establecía que las diferencias de persistencia entre ajustes por devengo completos y flujos de caja son superiores en países con sistema contable de corte anglosajón frente a países con sistema contable continental.

No obstante lo anterior, en el trabajo de Francis y Smith (2005) se plantea que las diferencias de persistencia observadas en el mercado estadounidense son provocadas exclusivamente por determinados componentes de los ajustes por devengo con impacto en el resultado de distintos ejercicios. En base a dicho planteamiento, los autores definen la medida específica de ajustes por devengo descrita en el apartado tercero (expresión [3]) y obtienen que las diferencias entre los coeficientes de persistencia prácticamente desaparecen si se emplea la medida de ajustes por devengo propuesta. En el panel B de la Tabla 6 se muestran los resultados de la estimación de la expresión [7], esta vez descomponiendo el resultado operativo en base a la medida de ajustes por devengo y flujos de caja propuestos por Francis y Smith (2005). Las diferencias de persistencia siguen sin observarse en España y Alemania. Los coeficientes de los ajustes por devengo y los flujos de caja son similares en todos los casos sin que exista evidencia de diferencias de persistencia en ninguno de los contrastes realizados.

En el caso del Reino Unido, siguen manteniéndose diferencias significativas en los contrastes de igualdad de coeficientes de Wald y LR. A su vez, también se ve resentido el coeficiente de determinación corregido, por lo que la descomposición en base a las medidas ajustadas de Francis y Smith (2005) implica un menor poder explicativo respecto del modelo restringido o al de la descomposición por variables completas. Esto apunta de nuevo a que las diferencias entre medidas completas y medidas ajustadas para el caso anglosajón son más relevantes ante el fenómeno de persistencia. En cualquier caso, la segunda de las hipótesis planteada en el apartado segundo no puede ser rechazada, puesto que la aplicación de la medida de ajustes por devengo específicos de Francis y Smith (2005) no elimina las diferencias de persistencia en el Reino Unido. Se eliminaban para el caso estadounidense, aunque en el presente trabajo se aporta evidencia de que se mantienen las diferencias en otro país representativo de la tradición anglosajona como es el Reino Unido.

Como análisis de robustez, se ha repetido el estudio de este apartado mediante regresiones empresa por empresa en serie temporal exigiendo un mínimo de cinco años consecutivos. Los resultados aquí presentados se mantienen inalterados y están disponibles bajo petición a los autores. De nuevo, en el caso del Reino Unido, se detectan diferencias de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja, y a diferencia de lo registrado para el mercado estadounidense por Francis y Smith (2005), dichas diferencias no desaparecen al emplear las medidas de ajustes por devengo y flujos de caja ajustados para recoger únicamente las partidas con impacto en el ejercicio corriente. Francis y Smith (2005) conceden doble importancia al análisis por empresa: primero debido a que es razonable pensar que los coeficientes de persistencia deben ser específicos de cada empresa, segundo porque las estimaciones en corte transversal puede ocasionar un sesgo en las estimaciones similar al documentado por Teets y Wasley (1996). No obstante, en nuestro estudio no hemos creído conveniente emplear estimaciones empresa por empresa debido a la reducción de la mues-

tra que se produce al exigir la disponibilidad de varios años de información contable (sesgo supervivencia) y al escaso número de observaciones que quedarían en todos los casos.

## 5. VALORACIÓN DE LOS AJUSTES POR DEVENGO POR EL MERCADO

Tal y como se apuntaba en el apartado de introducción, el trabajo de Sloan (1996) puso de manifiesto las diferentes propiedades de persistencia de ajustes por devengo frente a flujos de caja, e inició el debate sobre si el mercado valoraba correctamente las implicaciones de dichas diferencias. La denominada anomalía de los ajustes por devengo se puede resumir en que se pueden obtener rentabilidades anormales positivas con una estrategia de coste cero consistente en tomar una posición larga en activos de fuerte persistencia (bajos ajustes por devengo) y una posición corta en activos de baja persistencia (altos ajustes por devengo). Tal y como se exponía en el apartado segundo, este comportamiento ha sido reiteradamente contrastado en el mercado estadounidense, aunque la evidencia a nivel internacional es contradictoria.

Ante esta situación, en el presente apartado se plantea un análisis de la denominada anomalía de los ajustes por devengo (hipótesis 3), así como una extensión de los análisis entre países empleando las medidas de ajustes por devengo propuestas por Francis y Smith (2005) (hipótesis 4). Todas las rentabilidades empleadas están ajustadas por dividendos y splits. A su vez, para controlar las posibles diferencias de riesgo existentes se trabaja en todo momento con rentabilidades ajustadas por riesgo en base a carteras de control. Dichas carteras de control se realizan en base a tamaño (capitalización bursátil) y B/M. De este modo, la rentabilidad individual de cada activo está ajustada por la rentabilidad de una cartera de control formada por cuartiles de las citadas variables de control<sup>(12)</sup>.

### 5.1. VALORACIÓN DE LOS AJUSTES POR DEVENGO: ANÁLISIS DE CARTERAS

Para llevar a cabo estos análisis, en cada año del periodo muestral formamos cuatro carteras en función del nivel de ajustes por devengo (deflactados por total activo) y se aplica la estrategia de comprar y mantener los títulos de cada cartera durante los doce meses siguientes. En la Cartera 1 se encuentran los títulos con menores ajustes por devengo y en la Cartera 4 los títulos con mayores ajustes por devengo. Para el contraste de la anomalía de los ajustes por devengo se diseña una estrategia de coste cero consistente en comprar la Cartera 1 y vender a corto la Cartera 4. Si el mercado incorporara inmediatamente la información relativa a las propiedades de persistencia de los ajustes por devengo, durante el año siguiente, no se podrían obtener rentabilidades anormales a partir de la estrategia de inversión descrita<sup>(13)</sup>.

En el Panel A de la Tabla 7, se presentan los resultados de las estrategias empleadas para el estudio de la anomalía cuando las carteras se forman en base a ajustes por devengo totales. Se puede observar que la rentabilidad anormal ajustada por tamaño para el mercado español se sitúa en torno al 0,67% anual con un p-valor por encima del 87%. Si aten-

(12) Todas las rentabilidades de carteras han sido replicadas truncando las medias para evitar la influencia de valores atípicos y los resultados son prácticamente idénticos a los expuestos.

(13) La estrategia ha sido replicada con horizontes temporales más amplios de 24 a 36 meses y la anomalía se centra siempre en el año  $t+1$  (doce meses), tal y como ocurre en Sloan [1996] y en el resto de trabajos citados previamente. Por este motivo las tablas se centrarán en el citado ejercicio con un horizonte de inversión de doce meses.

demos a las rentabilidades ajustadas por BM la rentabilidad es algo mayor, en torno al 3,11% anual, aunque no es estadísticamente distinta de cero con un p-valor del 52,37%. Adicionalmente, si atendemos a la rentabilidad de cada una de las carteras, las rentabilidades no crecen ni decrecen monótonamente desde la Cartera 1 a la 4. La jerarquía no se diferencia de una formación de carteras puramente aleatoria.

Si centramos la atención al caso de Alemania como representante principal de la tradición contable continental, los resultados son similares a los obtenidos en el caso español. En ningún caso existe evidencia en contra de la igualdad de rentabilidades entre las carteras de altos ajustes por devengo totales frente a la de bajos devengos. Con el ajuste de rentabilidades por tamaño, la evolución desde la Cartera 1 hasta la 4 muestra cierta pauta monótona aunque el p-valor del contraste de diferencia entre ambas carteras no arroja significatividad estadística. Sin embargo, con el ajuste de rentabilidades por B/M, la jerarquía de carteras es puramente aleatoria y el contraste entre la primera y última cartera presenta un elevado p-valor que no permite rechazar la igualdad entre ambas.

De forma coherente con los resultados obtenidos en trabajos previos, en un país de corte anglosajón como el Reino Unido, la estrategia de inversión genera rentabilidades positivas y significativamente distintas de cero. Si se emplean medidas de rentabilidad anormales ajustadas por tamaño, se observa una clara y monótona reducción de rentabilidades conforme se va pasando de la cartera de bajos ajustes por devengo hacia las de mayores ajustes por devengo. Concretamente, la estrategia de coste cero descrita genera una rentabilidad anual media del 9,93% que es estadísticamente significativa con un p-valor del 1,06%. Si las rentabilidades se ajustan por BM, las pautas observadas son prácticamente idénticas reflejando una relación negativa entre rentabilidad y ajustes por devengo. En este caso, la estrategia de negociación hubiera proporcionado una rentabilidad anormal media en todo el periodo muestral en torno al 7,48% anual, que resulta significativa con un p-valor del 3,11%. En este sentido, se corrobora la hipótesis 3 expuesta en el apartado segundo que establecía que la sobrevaloración de los ajustes por devengo completos se daba en los países con tradición contable anglosajona donde las diferencias de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja se mostraban con más claridad.

Observando el panel B de la Tabla 7, si las carteras y estrategias de inversión se construyen en base a la medida de ajustes por devengo con impacto exclusivo en el ejercicio, de acuerdo con la propuesta de Francis y Smith (2005), las rentabilidades ajustadas por tamaño y BM de las carteras de altos y bajos ajustes por devengo específicos no difieren de manera estadísticamente significativa para ninguno de los países considerados.

Para el Reino Unido, el fuerte efecto queda reducido a menos de la mitad (pasa del 9,93% al 4,42%) perdiendo su significatividad estadística cuando se emplean rentabilidades anormales medias ajustadas por tamaño. Si el ajuste se realiza por BM se rebaja el efecto de la estrategia de un 7,48% anual en el panel A, a un 1,83% en este panel B sin que en ningún caso exista significatividad estadística. Por tanto, la formación de carteras en base a las propuestas de Francis y Smith (2005), pese a no eliminar por completo las diferencias de persistencia, si que hacen desaparecer, las rentabilidades anormales generadas en base a carteras de ajustes por devengo. Los resultados de este panel B permiten corroborar la hipótesis 4 del trabajo dado que se obtiene evidencia empírica de que la incorrecta valoración de los ajustes por devengo desaparece, independientemente del sistema contable, cuando se emplea la medida específica propuesta por Francis y Smith (2005).

**TABLA 7**

**ANÁLISIS DE RENTABILIDADES EN T+1 POR CARTERAS DE AJUSTES POR DEVENGO EN T**

*Media CX*: rentabilidad anormal media registrada en  $t+1$  de la cartera formada por los títulos en el cuartil X de ajustes por devengo en el ejercicio  $t$  durante todo el periodo muestral; *Media C1-C4*: rentabilidad anormal media registrada en  $t+1$  de la estrategia de coste cero consistente en tomar una posición larga en la cartera de bajos ajustes por devengo en  $t$  (C1), combinada con una posición corta en la cartera de altos ajustes por devengo en  $t$  (C4); *pvalor dif*: p-valor del contraste bilateral de la hipótesis nula de rentabilidad igual a cero en la estrategia de coste cero descrita;  $AR_{t+1,tam}$ : Rentabilidad anormal en el ejercicio  $t+1$  ajustada por una cartera de control por tamaño;  $AR_{t+1,BM}$ : Rentabilidad anormal en el ejercicio  $t+1$  ajustada por una cartera de control por ratio *book-to-market*.

Panel A: Carteras formadas por ajustes por devengo completos

ESPAÑA	Media C1	Media C2	Media C3	Media C4	Media C1-C4	pvalor dif.
$AR_{t+1,tam}$	0,0085	0,0004	-0,0205	0,0018	0,0067	0,8783
$AR_{t+1,tam,BM}$	0,0377	0,0034	-0,0084	0,0066	0,0311	0,5237
REINO UNIDO	Media C1	Media C2	Media C3	Media C4	Media C1-C4	pvalor dif.
$AR_{t+1,tam}$	0,0624	0,0143	-0,0316	-0,0369	0,0993	0,0106
$AR_{t+1,tam,BM}$	0,0139	0,0108	-0,0292	-0,0608	0,0748	0,0311
ALEMANIA	Media C1	Media C2	Media C3	Media C4	Media C1-C4	pvalor dif.
$AR_{t+1,tam}$	0,0251	0,0648	0,0018	-0,0321	0,0571	0,2108
$AR_{t+1,tam,BM}$	0,0048	0,0873	0,0389	-0,0281	0,0328	0,4189

Panel B: Carteras formadas por ajustes por devengo específicos de Francis y Smith (2005)

ESPAÑA	Media C1	Media C2	Media C3	Media C4	Media C1-C4	pvalor dif.
$AR_{t+1,tam}$	0,0146	-0,0201	-0,0110	0,0060	0,0087	0,8826
$AR_{t+1,tam,BM}$	-0,0053	-0,0055	0,0066	0,0399	-0,0451	0,3616
REINO UNIDO	Media C1	Media C2	Media C3	Media C4	Media C1-C4	pvalor dif.
$AR_{t+1,tam}$	0,0437	-0,0002	-0,0367	-0,0005	0,0442	0,1372
$AR_{t+1,tam,BM}$	0,0025	-0,0141	-0,0390	-0,0158	0,0183	0,5459
ALEMANIA	Media C1	Media C2	Media C3	Media C4	Media C1-C4	pvalor dif.
$AR_{t+1,tam}$	0,0327	-0,0282	0,0496	0,0022	0,0304	0,5928
$AR_{t+1,tam,BM}$	0,0128	-0,0265	0,0722	0,0368	-0,0240	0,5440

**5.2. RELACIÓN AJUSTES POR DEVENGO VS. RENTABILIDAD: ANÁLISIS DE REGRESIÓN**

Podemos obtener evidencia adicional de la relación entre los ajustes por devengo y las rentabilidades de mercado a través de las regresiones entre ambas variables, lo que nos permite analizar la capacidad explicativa de los ajustes por devengo para anticipar rentabilidades de mercado en el periodo siguiente. Los modelos de análisis utilizados son los siguientes:

$$AR_{i,t+1}^{tr} = \alpha + \beta_1 \times ACC_{i,t} + u_{i,t+1} \tag{8}$$

$$AR_{i,t+1}^{tr} = \alpha + \beta_1 \times ACC_{i,t}^{time} + u_{i,t+1} \tag{9}$$

Donde,

$AR_{i,t+1}^{tr}$ : Rentabilidad anormal ajustada por la cartera de control (tamaño ó B/M) del activo  $i$  en ejercicio  $t+1$ .

$ACC$ : Ajustes por devengo totales calculados según la expresión (1).

$ACC_{time}$ : Ajustes por devengo con reflejo en el resultado del ejercicio corriente, expresión (3).

La Tabla 8 muestra los resultados de estas estimaciones. En el panel A se muestran los resultados para la medida convencional de ajustes por devengo para cada uno de los países, mientras que en el panel B se refiere a la medida de ajustes por devengo específicos. Para cada regresión se muestra la media de cada coeficiente estimado año a año siguiendo el procedimiento de Fama y MacBeth (1973), y también los coeficientes estimados en una única regresión de todo el pool de datos.

Si analizamos los resultados con rentabilidades ajustadas por tamaño, la evidencia confirma los resultados obtenidos previamente en el análisis de carteras. Como puede observarse, ni en España ni en Alemania los ajustes por devengo proporcionan información sobre la rentabilidad de mercado futura; por el contrario, en el Reino Unido se observan coeficientes negativos y significativos, de forma que las empresas con ajustes por devengo negativos obtienen rentabilidades futuras ajustadas por tamaño positivas.

**TABLA 8**  
**RELACIÓN AJUSTES POR DEVENGO VS. RENTABILIDADES FUTURAS**

La tabla muestra los resultados de las regresiones [8] y [9] con datos del periodo 1994-2004:

Panel A:

Panel B:

$\alpha$ : intercepto de la regresión;  $\beta_1$ : Coeficiente de respuesta de los ajustes por devengo;  $AR_{t+1,tam}$ : Rentabilidad anormal en el ejercicio t+1 ajustada por una cartera de control por tamaño;  $AR_{t+1,BM}$ : Rentabilidad anormal en el ejercicio t+1 ajustada por una cartera de control por ratio book-to-market. N: número de observaciones empresa-año. Entre paréntesis los t estadísticos del contraste de significatividad de cada coeficiente ajustado por heteroscedasticidad. Los ajustes por heteroscedasticidad utilizan los errores estándar de White. Los coeficientes obtenidos mediante el procedimiento de Fama y MacBeth son los coeficientes medios de las regresiones anuales, mientras que la significatividad se establece a través de la serie temporal de errores estándar ajustados por heteroscedasticidad de estas estimaciones anuales.

	PANEL A: Carteras de ajustes por devengo completos				PANEL B: Carteras de ajustes por devengo de Francis y Smith [2005]			
	$AR_{t+1,tam}$		$AR_{t+1,BM}$		$AR_{t+1,tam}$		$AR_{t+1,BM}$	
	$\alpha$	$\beta_1$	$\alpha$	$\beta_1$	$\alpha$	$\beta_1$	$\alpha$	$\beta_1$
<b>ESPAÑA (N = 725)</b>								
Fama-MacBeth	0,003 (0,14)	0,061 (0,17)	0,008 (0,35)	-0,095 (0,24)	-0,004 (0,2)	0,002 (0,01)	0,017 (0,93)	0,119 (0,71)
Pool	0,002 (0,09)	0,031 (0,13)	0,006 (0,36)	-0,103 (0,42)	-0,003 (0,16)	-0,034 (0,27)	0,019 (1,11)	0,094 (0,77)
<b>REINO UNIDO (N = 5.070)</b>								
Fama-MacBeth	-0,018 (1,17)	-0,430 (2,46)	-0,031 (1,77)	-0,315 (1,96)	-0,022 (1,56)	-0,127 (2,47)	-0,024 (2,13)	-0,044 (0,81)
Pool	-0,023 (2,67)	-0,484 (4,51)	-0,036 (4,35)	-0,356 (3,52)	-0,026 (2,43)	-0,142 (3,12)	-0,026 (2,58)	-0,042 (0,96)
<b>ALEMANIA (N = 1.859)</b>								
Fama-MacBeth	-0,010 (0,27)	-0,323 (1,37)	0,007 (0,18)	-0,248 (1,07)	0,013 (0,35)	0,017 (0,19)	0,037 (0,91)	0,107 (1,33)
Pool	0,002 (0,16)	-0,110 (0,94)	0,021 (1,74)	-0,038 (0,31)	0,017 (1,51)	0,071 (1,22)	0,038 (3,43)	0,130 (2,23)

Si pasamos a analizar los resultados empleando la medida de ajustes por devengo específica del ejercicio propuesta por Francis y Smith (2005), y a la vista de los resultados encontrados previamente, deberíamos observar, al menos, una reducción del coeficiente estimado de la regresión y de su significatividad estadística para el caso del Reino Unido, y coeficientes estadísticamente nulos para Alemania y España. Concretamente, en el en el

panel B de la tabla 8 se observa que en el Reino Unido los ajustes por devengo específicos siguen teniendo capacidad explicativa de la rentabilidad futura, aunque con un menor impacto, pues se observa una reducción del coeficiente estimado, que resulta ser cuatro veces inferior al de la medida convencional de ajustes por devengo, aunque sigue siendo estadísticamente significativo. Ajustando las rentabilidades por carteras de ratio BM, los coeficientes dejan de ser estadísticamente significativos para el caso del Reino Unido y aparece un coeficiente positivo y significativo en el caso de Alemania.

### 5.3. ANOMALÍA DE LOS AJUSTES POR DEVENGO: TEST DE MISHKIN

Los análisis realizados en los dos subapartados previos no son un contraste directo sobre la denominada anomalía de los ajustes por devengo. La evidencia obtenida muestra si se pueden obtener rentabilidades anormales en base a la información contenida en los ajustes por devengo de acuerdo con las estrategias descritas. No obstante, para contrastar directamente si existe la anomalía documentada por Sloan (1996), hay que llevar a cabo el Test de Mishkin (1983)<sup>(14)</sup>. Dicho contraste se basa en la estimación conjunta de una ecuación que relaciona la incidencia de los componentes del resultado contable en un ejercicio, sobre el resultado contable del ejercicio siguiente, junto con otra ecuación de valoración donde se relaciona la incidencia del resultado contable no esperado con la rentabilidad anormal generada por los títulos. Se trata de un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas que se estimará en dos ocasiones: por un lado, empleando la medida de ajustes por devengo tradicional y, por otro lado, empleando la medida específica de Francis y Smith:

$$\begin{aligned} INC_{it+1} &= a + b_1 ACC_{it} + b_2 CFO_{it} + u_{it+1} \\ AR_{it+1,ctr} &= c + d_1 (INC_{it+1} - a^* - b_1^* ACC_{it} - b_2^* CFO_{it}) + v_{it+1} \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} INC_{it+1} &= a + b_1 ACC_{it}^{time} + b_2 CFO_{it}^{time} + u_{it+1} \\ AR_{it+1,ctr} &= c + d_1 (INC_{it+1} - a^* - b_1^* ACC_{it}^{time} - b_2^* CFO_{it}^{time}) + v_{it+1} \end{aligned} \quad (11)$$

Donde,  $INC(t+1)$ : Resultado operativo después de amortización-depreciación en el periodo siguiente;  $ACC$ : Ajustes por devengo totales calculados según la expresión (1);  $CFO$ : Flujo de (2);  $ACC^{time}$ : Ajustes por devengo con efecto en el resultado del ejercicio calculados según la expresión (3);  $CFO^{time}$ : flujo de caja con efecto en el resultado del ejercicio calculado según la expresión (4);  $AR_{t+1,ctr}$ : Rentabilidad anormal en el ejercicio  $t+1$  ajustada por una cartera de control (tamaño o BM).

La anomalía de los ajustes por devengo acuñada por Sloan (1996) se da cuando el mercado sobrevalora la persistencia de los ajustes por devengo, es decir, si el coeficiente  $b_1$  (ecuación de valoración) es superior al coeficiente (ecuación de predicción) en la expresión (10). Podría ocurrir que se dieran diferencias de persistencia en el sentido analizado en el Apartado 4 del trabajo, es decir  $b_1 \neq b_1^*$ , pero que los ajustes por devengo fueran correctamente interpretados por el mercado, es decir  $b_1 = b_2$ . También podría ocurrir que no existieran diferencias de persistencia = , y que el mercado no ponderara correctamente los ajustes por devengo, es decir  $b_1 \neq b_1^*$ .

(14) Los autores agradecen particularmente esta sugerencia a F. Penalva que actuó como contraponente del trabajo en las I Jornadas REFC.

Para llevar a cabo el contraste de igualdad entre los coeficientes de predicción y los coeficientes de valoración, se estiman conjuntamente ambas ecuaciones empleando un proceso iterativo en dos etapas por mínimos cuadrados ponderados. En una primera etapa se estima el sistema no restringido y, en una segunda etapa, se estima el sistema restringido en base a la igualdad de coeficientes que se pretende contrastar. Con la información obtenida se obtiene el siguiente ratio de verosimilitud que se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado con q grados de libertad, siendo q el número de restricciones impuestas:

$$2 \times N \times Ln (SSR^{Restringida} / SSR^{NoRestringida}) \tag{12}$$

Donde N: Número de observaciones;  $SSR^{Restringida}$ : Suma cuadrática de los residuos obtenidos en la segunda etapa (con restricción);  $SSR^{NoRestringida}$ : Suma cuadrática de los residuos obtenidos en la primera etapa (sin restricción).

Los resultados de la estimación de los sistemas recogidos en las expresiones [10] y [11] se sintetizan en los paneles A y B, respectivamente, de la Tabla 9. Dentro de cada panel, las ecuaciones se estiman para cada país y, a su vez, dentro de cada país, se emplean dos medidas alternativas de rentabilidad anormal como variable dependiente de la ecuación de valoración (ajustando por tamaño y BM respectivamente) <sup>(15)</sup>.

**TABLA 9**  
**TEST DE MISHKIN**

La tabla muestra los resultados de las regresiones (10) y (11) con datos del periodo 1994-2004:

$$INC_{i,t+1} = a + b_1 ACC_{i,t} + b_2 CFO_{i,t} + u_{i,t+1}$$

$$AR_{i,t+1,ctr} = c + d_1 (INC_{i,t+1} - a - b_1 ACC_{i,t} - b_2 CFO_{i,t}) + v_{i,t+1}$$

$$INC_{i,t+1} = a + b_1 ACC_{i,t}^{time} + b_2 CFO_{i,t}^{time} + u_{i,t+1}$$

$$AR_{i,t+1,ctr} = c + d_1 (INC_{i,t+1} - a - b_1 ACC_{i,t}^{time} - b_2 CFO_{i,t}^{time}) + v_{i,t+1}$$

INC(t+1): Resultado operativo después de amortización-depreciación en el periodo siguiente; ACC: Ajustes por devengo totales calculados según la expresión (1); CFO: Flujo de caja de las operaciones según la expresión (2); ACC-time: Ajustes por devengo con efecto en el resultado del ejercicio calculados según la expresión (3); CFO-time: flujo de caja con efecto en el resultado del ejercicio calculado según la expresión (4);  $AR_{i,t+1,tam}$ : Rentabilidad anormal en el ejercicio t+1 ajustada por una cartera de control por tamaño;  $AR_{i,t+1,BM}$ : Rentabilidad anormal en el ejercicio t+1 ajustada por una cartera de control por ratio book-to-market.

Panel A: Ajustes por devengo completos

ESPAÑA (N = 717)	$b_1$	$b_1^*$	$b^2$	$b^{2*}$	Estadístico $b_1 = b_1^*$	p-valor $b_1 = b_1^*$	Estadístico $b_2 = b_2^*$	p-valor $b_2 = b_2^*$
$AR_{i,t+1,tam}$	0,693	0,650	0,718	0,699	0,066	0,798	0,024	0,876
$AR_{i,t+1,BM}$	0,693	0,742	0,718	0,718	0,080	0,777	0,000	0,998
REINO UNIDO (N = 4.970)								
$AR_{i,t+1,tam}$	0,486	0,778	0,582	0,569	21,249	0,000	0,134	0,714
$AR_{i,t+1,BM}$	0,486	0,622	0,582	0,464	5,343	0,021	11,011	0,001
Alemania (N = 1.845)								
$AR_{i,t+1,BM}$	0,513	0,450	0,546	0,383	0,422	0,516	5,145	0,023
$AR_{i,t+1,BM}$	0,532	0,219	0,562	0,187	9,771	0,002	22,771	0,000

(Continúa pág. sig.)

(15) Los coeficientes estimados de la ecuación de predicción no coinciden exactamente con los estimados en el Apartado 4 debido al distinto número de observaciones y que para la estimación del sistema de ecuaciones se exige que existan simultáneamente información sobre resultados en t+1, componentes de resultados en t, y rentabilidades anormales de mercado en t+1.



**TABLA 9 (cont.)**

**TEST DE MISHKIN**

La tabla muestra los resultados de las regresiones (10) y (11) con datos del periodo 1994-2004:

$$INC_{i,t+1} = a + b_1 ACC_{i,t} + b_2 CFO_{i,t} + U_{i,t+1}$$

$$AR_{i,t+1,ctrl} = c + d_1 (INC_{i,t+1} - a^* - b_1^* ACC_{i,t} - b_2^* CFO_{i,t}) + v_{i,t+1}$$

$$INC_{i,t+1} = a + b_1 ACC_{i,t}^{time} + b_2 CFO_{i,t}^{time} + U_{i,t+1}$$

$$AR_{i,t+1,ctrl} = c + d_1 (INC_{i,t+1} - a^* - b_1^* ACC_{i,t}^{time} - b_2^* CFO_{i,t}^{time}) + v_{i,t+1}$$

INC(t+1): Resultado operativo después de amortización-depreciación en el periodo siguiente; ACC: Ajustes por devengo totales calculados según la expresión (1); CFO: Flujo de caja de las operaciones según la expresión (2); ACC-time: Ajustes por devengo con efecto en el resultado del ejercicio calculados según la expresión (3); CFO<sup>time</sup>: flujo de caja con efecto en el resultado del ejercicio calculado según la expresión (4); AR<sub>i,t+1,tam</sub><sup>\*</sup>: Rentabilidad anormal en el ejercicio t+1 ajustada por una cartera de control por tamaño; AR<sub>i,t+1,BM</sub>: Rentabilidad anormal en el ejercicio t+1 ajustada por una cartera de control por ratio *book-to-market*.

Panel B: Ajustes por devengo específicos de Francis y Smith (2005)

ESPAÑA (N = 717)	$b_1$	$b_1^*$	$b^2$	$b^{2*}$	Estadístico $b_1 = b_1^*$	p-valor $b_1 = b_1^*$	Estadístico $b_2 = b_2^*$	p-valor $b_2 = b_2^*$
AR <sub>i,t+1,tam</sub>	0,686	0,707	0,707	0,713	0,022	0,881	0,003	0,959
AR <sub>i,t+1,BM</sub>	0,686	0,671	0,707	0,743	0,010	0,921	0,085	0,770
REINO UNIDO (N = 4.970)								
AR <sub>i,t+1,tam</sub>	0,369	0,468	0,451	0,450	5,057	0,025	0,003	0,958
AR <sub>i,t+1,BM</sub>	0,369	0,288	0,451	0,330	3,714	0,054	13,258	0,000
Alemania (N = 1.845)								
AR <sub>i,t+1,BM</sub>	0,459	0,327	0,462	0,366	3,736	0,053	2,239	0,135
AR <sub>i,t+1,BM</sub>	0,485	0,122	0,486	0,174	22,462	0,000	19,267	0,000

Si atendemos al caso español, los contrastes de igualdad de coeficientes entre las ecuaciones de predicción y valoración no permiten rechazar la hipótesis nula ( $b_1 = b_1^*$ ) por lo que se puede concluir que no existe la anomalía de los ajustes por devengo a la que hace referencia Sloan (1996), ni para ajustes por devengo completos, ni para ajustes por devengo específicos.

Por lo que se refiere al Reino Unido, en el panel A de la Tabla 9 se observa que el mercado sobrevalora los ajustes por devengo otorgándoles un peso superior ( $b_1 > b_1^*$ ) al que se infiere de la ecuación de predicción. Dicha situación se da tanto empleando rentabilidades anormales en base a carteras de control por tamaño, como controlando por BM. Los p-valores son muy bajos en ambos casos por lo que existe fuerte evidencia en contra de la igualdad de coeficientes. Si atendemos al panel B de la Tabla 9 se puede comprobar que dichas diferencias se reducen cuando se emplea la descomposición propuesta por Francis y Smith (2005), pero siguen siendo significativas, por lo que no desaparece la denominada anomalía de los ajustes por devengo.

Finalmente, para el caso de Alemania, en el panel A de la Tabla 9 se puede observar que los contrastes sobre la correcta valoración de los ajustes por devengo completos no son concluyentes. Por un lado, cuando se emplean rentabilidades ajustadas por carteras de control de tamaño, no existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis de  $b_1 = b_1^*$ . No obstante, sí que se rechaza dicha hipótesis cuando las rentabilidades anormales se ajustan por carteras BM. Adicionalmente, a diferencia de la evidencia obtenida para el Reino Unido, lo que muestran los contrastes es una infravaloración de los ajustes por devengo en el caso de

un país de corte continental. Si atendemos al panel B de la Tabla 9, se observa que dicha diferencia no desaparece sino que se agrava cuando se emplan las medidas de ajustes por devengo específicos de Francis y Smith (2005). En este caso, con las rentabilidades anormales ajustadas por tamaño, el p-valor bilateral del contraste  $b_1 = b_1$  se sitúa en la frontera del 5% mientras que es prácticamente nulo en el caso de rentabilidades ajustadas por BM. En ambos casos se da la situación de infravaloración por parte del mercado del coeficiente asociado a los ajustes por devengo ( $b_1 < b_1$ ), lo que corrobora la infravaloración que se da en el caso alemán<sup>(16)</sup>.

## 6. CONCLUSIONES E IMPLICACIONES

En el presente trabajo se extiende el análisis de persistencia basado en las propuestas de Francis y Smith (2005) a países distintos de Estados Unidos. Concretamente, además del mercado español, se analiza el caso de Alemania como representante de un sistema contable continental y el del Reino Unido como representante de un sistema contable anglosajón. Adicionalmente, se realiza un análisis de la valoración que hace el mercado de la medida de ajustes por devengo específicos de Francis y Smith (2005) para los tres países citados. Estos dos aspectos son las innovaciones más relevantes del trabajo. En este contexto, los principales resultados obtenidos se pueden sintetizar como sigue:

- En primer lugar, se obtienen similares resultados para los tres países estudiados cuando se aborda el coeficiente de persistencia agregado. Sin embargo, cuando se desagrega en los componentes de ajustes por devengo y flujos de caja surgen diferencias. Ni en España ni en Alemania se encuentra evidencia de que existan diferencias de persistencia entre ajustes por devengo y flujos de caja. Por el contrario, en el Reino Unido sí que se encuentran diferencias de persistencia estadísticamente significativas entre devengos y flujos de caja. Este hecho corrobora la hipótesis de que las diferencias de persistencia son más probables en países de corte anglosajón donde es más intensivo el uso de ajustes por devengo en la contabilidad.
- En segundo lugar, si se utiliza la medida de ajustes por devengo específica propuesta por Francis y Smith (2005) se reducen las diferencias de persistencia entre devengos y flujos de caja en el Reino Unido, pero siguen siendo estadísticamente significativas. En este sentido la evidencia es distinta a la obtenida en el propio trabajo de Francis y Smith (2005) donde se obtenía que las diferencias desaparecían totalmente en el mercado estadounidense.
- En tercer lugar, la formación de carteras en base a las medidas de ajustes por devengo tradicionales sólo genera rentabilidades anormales en el Reino Unido, mientras que no existen diferencias de valoración en los mercados español y alemán. Estos resultados aportan evidencia a favor de que la anomalía de los ajustes por devengo es más probable en los países con sistema contable de tradición anglosajona donde se permite un uso más extenso de los mismos, donde existe menor concentración de la propiedad, y donde existen menores sistemas de protección para los *outsiders*.
- En cuarto lugar, se analiza si la anomalía de los ajustes por devengo se mantiene cuando se aplican las medidas específicas propuestas por Francis y Smith (2005). En este

(16) Esta infravaloración de los ajustes por devengo en base al test de Mishkin (1983) también es documentada en PinCUS *et al.* (2005) para el mercado alemán.

sentido, la evidencia obtenida indica que en los países de corte continental sigue sin existir sobrevaloración de los ajustes por devengo. Por su parte, en el Reino Unido, como representante de la tradición anglosajona, las diferencias de valoración desaparecen perdiendo su significatividad estadística.

- Finalmente, se ha realizado un contraste directo sobre la valoración que hace el mercado de los ajustes por devengo en base al test de Mishkin (1983). En el mercado español no existe evidencia que soporte una incorrecta ponderación de los devengos, ni empleando la medida tradicional, ni empleando la medida de Francis y Smith (2005). En el caso del Reino Unido, coherente con la evidencia previa, se detecta una sobrevaloración de los ajustes por devengo en todos los contrastes realizados y empleando las dos medidas de ajustes por devengo. Por el contrario, en el caso alemán se detecta una infravaloración de los ajustes por devengo tradicionales, aunque sólo es significativa cuando se ajustan las rentabilidades por carteras de control BM. Cuando se emplea la medida de devengos de Francis y Smith (2005), dicha infravaloración no desaparece, sino que se refuerza su significatividad estadística.

Como conclusión la medida de ajustes por devengo específicos propuesta por Francis y Smith (2005) reduce las diferencias de persistencia entre devengos y flujos de caja, aunque no las elimina por completo. En relación a la valoración, sí que elimina las rentabilidades anormales generadas en estrategias de coste cero similares a las planteadas por Sloan (1996), pero no hace desaparecer la incorrecta ponderación de los ajustes por devengo si aplicamos el Test de Mishkin (1983). Este último contraste pone de manifiesto, por ejemplo para el caso alemán, que pueden no existir diferencias de persistencia entre devengos y flujos de caja, y sin embargo existir una incorrecta valoración de los ajustes por devengo. Desde este punto de vista se podrían interpretar las diferentes conclusiones obtenidas en Pincus *et al.* (2005) y LaFond (2005), puesto que éste último no realiza un test directo de la anomalía sino que basa sus conclusiones en el análisis de rentabilidades por carteras. En este sentido, la evidencia que se aporta en nuestro trabajo sólo muestra la posibilidad teórica de obtener rentabilidades anormales en el Reino Unido construyendo carteras por devengos tradicionales. En el caso alemán, pese a que el Test de Mishkin (1983) revela ponderaciones de mercado incorrectas para los ajustes por devengo, las estrategias de inversión descritas en el subapartado 5.2. no generan rentabilidades anormales estadísticamente significativas.

La evidencia aportada para el Reino Unido sobre la posibilidad de diseñar estrategias de inversión rentables en base a la información contenida en los ajustes por devengo, junto con la evidencia previa citada en el apartado segundo para el mercado estadounidense, motivan la pregunta que guía el trabajo de Mashruwala *et al.* (2006): Si dichas estrategias se pueden implementar en la práctica ¿por qué motivo no son eliminadas por los arbitrajistas? En dicho trabajo, se argumenta que las estrategias de inversión no son realmente de riesgo cero ni de inversión nula. Para implementar las estrategias de arbitraje se requiere comprar (vender a corto) la acción infravalorada (sobrevalorada) y simultáneamente vender a corto (comprar) otra acción correctamente valorada con un nivel de riesgo equivalente. En este sentido Mashruwala *et al.* (2006) detectan dos problemas esenciales. Por un lado, las características intrínsecas de las carteras extremas de ajustes por devengo obliga a aportar garantías adicionales para cubrir los contratos de venta a corto. De este modo, además de reducirse la rentabilidad final de la cartera, demuestran que las estrategias de negociación que se emplean para argumentar la anomalía de los ajustes por

devengo, no son realmente de inversión cero. Por otro lado, las características de riesgo, liquidez, tamaño etc. de las carteras extremas de ajustes por devengo hace en muchos casos inviable la posibilidad de encontrar títulos sustitutivos que permitan implementar las estrategias de arbitraje. De hecho, los resultados mostrados en nuestra Tabla 4 muestran que las mayores diferencias de riesgo entre carteras de ajustes por devengo se detectan en el Reino Unido y es precisamente en este país donde persisten las rentabilidades anormales detectadas en el Apartado 5.1.

En definitiva, los problemas de valoración de los ajustes por devengo siguen estando presentes en diversos mercados. En este sentido se pone de manifiesto la necesidad de seguir profundizando en el análisis de las características concretas de los sistemas contables anglosajón y continental, así como las características institucionales de los mercados como causantes de las diferencias existentes.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BASU, S. 1997. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings, *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3-38.
- BRADSHAW, M.; RICHARDSON, S., y SLOAN, R. 2001. Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals?, *Journal of Accounting Research*, 39, 45-74.
- COLLINS, D., y HRIBAR, R. 2000. Earnings-based and Accrual-based Market Anomalies: One Effect or Two?, *Journal of Accounting and Economics*, 29, 101-123.
- FAMA, E., y FRENCH, K. 1993. Common risk factors in the returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- FAMA, E. F., y MACBETH, J. D. 1973. Risk, return, and equilibrium: empirical tests, *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- FRANCIS, J., y SMITH, M. 2005. A Reexamination of the Persistence of Accruals and Cash Flows, *Journal of Accounting Research*, 43, 413-450.
- HUNG, M. 2000. Accounting standards and value relevance of financial statements: An international analysis, *Journal of Accounting and Economics*, 30(3), 420-431.
- GARCÍA-LARA, J. M; GARCÍA OSMÁ, B., y GILL DE ALBORNOZ, B. 2006. Effects of database choice on empirical accounting research, *Abacus* 42 (3-4), 426-454.
- LAFOND, R. 2005. Is the Accrual Anomaly a Global Anomaly?, *Working paper*; 4555-05, MIT Sloan School of Management.
- MASHRUWALA, C.; RAJGOPAL, S., y SHEVLIN, T. 2006. Why is the accrual anomaly not arbitrated away? The role of idiosyncratic risk and transaction costs, *Journal of Accounting and Economics*, 42 (1-2), 3-33.
- MISHKIN, F. 1983. *A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics: Testing. Policy Ineffectiveness and Efficient-Markets Models*, Chicago: University of Chicago Press.
- PINCUS, M.; RAJGOPAL, S., y VENKATACHALAM, M. 2005. The Accrual Anomaly: Internacional Evidence, *Working Paper*; University of Iowa, University of Washington y Duke University.
- RICHARDSON, S.; SLOAN, R.; SOLIMAN, M., y TUNA, I. 2005. Accrual Reliability, Earnings Persistence and Stock Prices, *Journal of Accounting and Economics*, 39 (3), 437-485.
- SLOAN, R. 1996. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?, *The Accounting Review*, 71, 289-315
- TEETS, W., y WASLEY, C. 1996. Estimating Earnings Response Coefficients: Pooled versus Firm-specific Models, *Journal of Accounting and Economics*, 21, 279-295.

XIE, H. 2001. The Mispricing of Abnormal Accruals, *The Accounting Review*, 76, 357-373.

ZACH, T. 2002. Inside the accrual anomaly, *Working Paper*, University of Rochester.

WATTS, R. L. 2003. Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications, *Accounting Horizons*, (17), 207-221.

WHITE, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, 817-838.