

REVISTA DE CONTABILIDAD
SPANISH ACCOUNTING REVIEW

Revista de Contabilidad

ISSN: 1138-4891

rcsar@elsevier.com

Asociación Española de Profesores

Universitarios de Contabilidad

España

MONTERREY, JUAN; SÁNCHEZ-SEGURA, AMPARO
PERSISTENCIA Y CAPACIDAD PREDICTIVA DE MÁRGENES Y ROTACIONES. UN ANÁLISIS
EMPÍRICO.

Revista de Contabilidad, vol. 14, núm. 1, 2011, pp. 121-153
Asociación Española de Profesores Universitarios de Contabilidad
Barcelona, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=359733637005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

PERSISTENCIA Y CAPACIDAD PREDICTIVA DE MÁRGENES Y ROTACIONES. UN ANÁLISIS EMPÍRICO.

PERSISTENCE AND PREDICTIVE ABILITY OF MARGIN AND TURNOVER. AN EMPIRICAL ANALYSIS.

JUAN MONTERREY, Universidad de Extremadura

AMPARO SÁNCHEZ-SEGURA, Universidad de Extremadura

RESUMEN

En el presente trabajo abordamos el estudio empírico de la persistencia y capacidad predictiva de los componentes margen y rotación de la rentabilidad. A partir de una amplia muestra de compañías españolas, hemos documentado cómo la persistencia de la rotación es superior a la del margen, y cómo los componentes anormales de margen y rotación son menos persistentes que sus componentes sectoriales. Con relación a la capacidad predictiva, nuestros hallazgos confirman que el poder de predicción del margen es más elevado que el de la rotación, aunque su persistencia sea menor. Al separar los componentes sectorial y anormal de margen y rotación hemos comprobado cómo los componentes anormales muestran una capacidad predictiva superior a los componentes sectoriales. Los análisis complementarios muestran el distinto poder predictivo según el signo positivo o negativo de márgenes y rotaciones anormales, y según el signo del resultado, así como la robustez de nuestros hallazgos.

PALABRAS CLAVE: persistencia; capacidad predictiva; Análisis de Estados Financieros.

JEL: M41

ABSTRACT

This paper presents an empirical analysis of the persistence and predictive ability of the components the profitability ratio, namely, margin and turnover. Based on a large sample of Spanish companies, we document that the persistence of turnover is greater than that of profit margin and that abnormal components of both, turnover and margin have a lower degree of persistence when compared to industry components. As for predictive ability, our findings confirm that albeit having a lower persistence, margin has a greater predictive power than turnover. By decomposing margin and turnover into their industry and abnormal components, we confirm that abnormal items have a greater predictive ability than industry components. Additional tests revealed that our findings are robust, although the predictive power of our variables changes depending on their sign as well as in the presence of positive and negative earnings.

KEY WORDS: persistence; predictive ability; Financial Statement Analysis.

1| INTRODUCCIÓN

La persistencia y la capacidad predictiva son, posiblemente, los atributos más valorados en la práctica profesional y en la vertiente académica del Análisis de Estados Financieros, por ser la primera un indicador de cómo una característica corporativa es sostenible en el tiempo y por consistir la segunda en la facultad que posee una variable para predecir el comportamiento *de sí misma o de otra* distinta. Por esta razón, los manuales de Análisis de Estados Financieros suelen incorporar en sus contenidos el estudio de estos importantes conceptos, ya que para el analista es ciertamente importante conocer si las principales magnitudes e indicadores de las compañías –independientemente de cuál sea su nivel– son sostenibles y además permiten ser pronosticadas por otras. Más concretamente, calibrar la persistencia y capacidad predictiva de variables vinculadas a la rentabilidad es fundamental para enjuiciar apropiadamente la compañía analizada y abordar la tarea que constituye la razón de ser del análisis, la formación de expectativas. Para Nissim y Penman (2001), la capacidad predictiva es el criterio que debe orientar el Análisis de Estados Financieros y el que da verdadero sentido a la existencia de esta atractiva disciplina.

El estudio académico de la persistencia tomó su primer impulso en la literatura a partir del trabajo pionero de Stigler (1963), que estimuló el interés por su análisis. Stigler, cuyos estudios sobre el funcionamiento de los mercados y las causas y consecuencias de la regulación merecieron el Premio Nobel de Economía de 1982, abordó su investigación sobre persistencia por considerar que ésta constituía la manifestación más sobresaliente del grado de competencia de los mercados; y así, en sectores de elevada intensidad competitiva sería difícil mantener rentabilidades anormalmente elevadas por mucho tiempo, de manera que éstas mostrarían una tendencia a acercarse con rapidez a la rentabilidad promedio de cada sector, lo que en la literatura sobre persistencia se denomina *reversión a la media*. Desde entonces, los hallazgos de Stigler han sido replicados en diferentes mercados y etapas, permaneciendo como una cuestión abierta y sobre la que no pueden establecerse conclusiones definitivas.

En el ámbito contable, el trabajo seminal de Sloan (1996) imprimió un renovado impulso a su investigación, al detectar la diferente persistencia de los componentes monetario (cash flow) y no monetario (ajustes por devengo) de la rentabilidad, hallazgo confirmado por Collins y Hribar (2002), Richardson *et al.* (2005) y Xie (2001) y replicado en España por Íñiguez y Poveda (2008). Desde entonces, la literatura ha centrado su atención en los componentes caja y ajustes por devengo, quedando el estudio de la persistencia y capacidad predictiva de márgenes y rotaciones –la desagregación clásica de DuPont–, relegada a un discreto segundo plano. Sin embargo, coincidimos con Dichev y Tang (2008) en que el conocimiento disponible sobre ambas propiedades guarda relación con las circunstancias macroeconómicas, con el grado de competencia de los mercados, y a nivel corporativo, con las capacidades y características de cada compañía.

Así pues, nuestro trabajo pretende explorar los componentes margen y rotación de la rentabilidad, extraer de ellos su componente anormal –esto es, los niveles de margen y rotación superiores o inferiores a los niveles medios de cada sector– y verificar si esta desagregación enriquece el análisis de su persistencia y capacidad predictiva. Creemos que nuestro trabajo contribuye al conocimiento de la persistencia y la capacidad predictiva de la rentabilidad de la empresa española, y ello al menos por dos razones; en primer lugar, porque los resultados obtenidos en otros países no pueden ser, a priori, extrapolables al caso español, debido a que la estructura, competencia y ordenación de los mercados podría presentar singularidades que lo hagan significativamente diferentes. En efecto, desde el trabajo seminal de Mueller (1977), es comúnmente aceptada la existencia de productos y mercados heterogéneos, de barreas de entrada desiguales e, incluso, de definiciones de mercado distintas en cada contexto espacial y temporal, por lo que nuestro estudio podría aportar evidencias no siempre coincidentes con la documentada para otros países.

Y en segundo lugar, porque la investigación disponible en la literatura confina su análisis al segmento de las compañías cotizadas, cuyas características, en especial el hecho de tratarse de empresas generalmente dominantes en sus respectivos sectores, impiden extender las conclusiones de estos estudios al conjunto del tejido empresarial. En este sentido, la literatura documenta una estrecha relación entre tamaño empresarial y poder de mercado (Bain 1951; Comanor 1967; Schmalensee 1985), y por ello hemos optado por desplegar nuestro análisis sobre una amplia muestra de compañías, para evitar que las conclusiones de nuestro estudio se vean severamente afectadas por el sesgo que sobre los resultados empíricos podría inducir el hecho de trabajar solamente con firmas cotizadas. Por último, y aunque desde otra perspectiva, nuestro estudio complementa la contribución Reverte (2001), primero realizado en España sobre la materia, centrado en el contexto de las compañías cotizadas españolas y en el análisis de la capacidad predictiva de determinadas variables fundamentales.

El resto del trabajo se organiza como sigue: en la sección segunda realizamos una somera descripción de la literatura sobre la materia; en la tercera planteamos y razonamos el diseño de nuestra investigación; en la cuarta describimos la muestra de empresas, sus principales estadísticos descriptivos y las correlaciones existentes entre todas las variables empleadas en el análisis empírico; en la quinta presentamos y discutimos los principales resultados empíricos obtenidos; la sexta incorpora algunas extensiones y pruebas complementarias, y finalmente en la séptima resumimos las conclusiones más relevantes y resaltamos la limitación que para nuestro estudio constituye el criterio de delimitación sectorial.

2 LITERATURA RELACIONADA

Aunque existe una abundante literatura dedicada al análisis de la persistencia y capacidad predictiva de la información contable, muy bien sintetizada por Reverte (2002, tabla 1), vamos a referirnos a la que es más próxima y contemporánea a nuestro trabajo. A tal efecto,

parece oportuno no solamente discutir las aportaciones de cada uno de ellos, sino también el enfoque metodológico empleado en esta literatura, caracterizada, como veremos, por una notable heterogeneidad de planteamientos plasmada en la variedad de modelos y variables seleccionados en cada estudio. No en todos se lleva a cabo una clara distinción conceptual entre persistencia y capacidad predictiva, aspecto que nos parece particularmente relevante.

Merece la pena detenernos brevemente en el trabajo antes mencionado de Stigler (1963), por ser el primero en investigar los efectos que la competencia en los mercados podría ejercer sobre la rentabilidad y su persistencia. Partiendo de identificar el grado de competencia de cada mercado, sus resultados revelaron cómo la rentabilidad no era significativamente distinta en los sectores de competencia intensa y en los de competencia débil. Además, las rentabilidades anormalmente elevadas que obtenían algunas compañías no podían explicarse por operar en sectores concretos, sino que eran una consecuencia de su superioridad sobre sus competidores. Sus resultados fueron replicados años después por Mueller (1977), que a diferencia de Stigler documentó cómo en los sectores con mayor presión competitiva las rentabilidades anormales eran menos persistentes y tendían a revertir a los valores promedios con mayor rapidez que en sectores con menor competencia. No obstante, el hecho de estar referidos uno y otro trabajo a contextos temporales muy lejanos entre sí hace difícilmente comparables los hallazgos de ambos, ya que las circunstancias competitivas de los mercados podrían ser muy distintas.

La literatura más afín a nuestro estudio comienza con el trabajo de Fama y French (2000), quienes documentan cómo la propiedad de reversión a la media de la rentabilidad, hace posible que su nivel contemporáneo posea capacidad para predecir los cambios en rentabilidad del ejercicio siguiente. Fairfield y Yohn (2001) desagregan la rentabilidad en sus componentes margen y rotación, no encontrando en ninguno de ellos información incremental para pronosticar cambios futuros en rentabilidad. Los trabajos de Soliman (2004, 2008) encuentran una mayor capacidad predictiva a la rotación que al margen y detectan importantes diferencias sectoriales. Frankel y Litov (2008) analizan la persistencia y capacidad predictiva de la rentabilidad conjuntamente considerada con la volatilidad del resultado, encontrando una consistente relación de ambas con niveles futuros de rentabilidad. Finalmente, Fairfield *et al.* (2009) estudian la capacidad predictiva de la información sectorial, con resultados que impiden confirmar su utilidad en la predicción de la rentabilidad.

En España, el estudio de Reverte (2002) constituye la principal aportación a la literatura sobre la capacidad predictiva del resultado, si bien la principal diferencia con nuestro estudio es que su análisis se centra en el poder de predicción de determinadas variables fundamentales y no en la desagregación de la rentabilidad en margen y rotación. Sobre una muestra de empresas cotizadas, aporta evidencia de la capacidad predictiva del resultado, del neto y de variables fundamentales como inventarios, cuentas a cobrar, inversiones de

capital, productividad del factor trabajo, margen de explotación, calificación del informe de auditoría y costes de estructura.

Como hemos anticipado, este conjunto de contribuciones se distingue por su amplia variedad de métodos y enfoques. Así, los modelos diseñados para el contraste empírico de las hipótesis presentan configuraciones muy diferentes, y mientras unos toman como variable dependiente el resultado del ejercicio (Reverte 2001), otros seleccionan la rentabilidad económica, definida de diversos modos (Fama y French 2000; Fairfield y Yohn 2001; Soliman 2004, 2008; Frankel y Litov 2008; Fairfield *et al.* 2009) o la rentabilidad financiera (Fairfield *et al.* 2009). A su vez, estas variables dependientes pueden expresarse en niveles (Reverte 2001; Fairfield *et al.* 2009; Frankel y Litov 2008) o en cambios (Fama y French 2000; Fairfield y Yohn 2001; Soliman (2004, 2008).

Aún es mayor la diversidad en las variables de control seleccionadas. Algunos autores incorporan variables propias del análisis fundamental, como Reverte (2002), que opta por las señales fundamentales de Lev y Thiagarajan (1993), y Soliman (2008), que toma las de Abarbanell y Bushee (1997) y las de Richardson *et al.* (2005); otros incluyen características corporativas que la literatura considera determinantes innatos de la capacidad predictiva, como tamaño, endeudamiento, crecimiento y volatilidad (Fama y French 2001; Frankel y Litov 2008), o variables asociadas a la evolución bursátil de las compañías, como los ratios precio-resultado y *book-to-market* (Fama y French 2001). Finalmente, otros trabajos, como Fairfield y Yohn (2001) y Soliman (2004), se limitan a controlar variables asociadas a las propiedades temporales de la rentabilidad, como el nivel de rentabilidad del ejercicio corriente y el cambio en rentabilidad con relación al ejercicio precedente. Asimismo, todas estas variables pueden estar expresadas en sus valores originales o, como en el caso de Frankel y Litov (2008) y Soliman (2008), trasformadas en rangos para evitar el impacto de las observaciones extremas y poder comparar directamente los coeficientes de las variables independientes.

3| DISEÑO DE LA INVESTIGACIÓN

3.1. Persistencia de margen y rotación

Podemos definir la persistencia como la capacidad de una característica para predecirse *a sí misma*. Por esta razón, Pivetta y Reis (2007) sostienen que la persistencia es en sí mismo una propiedad univariante, y de aquí que para analizarla, la práctica habitual en la investigación económica consista en llevar a cabo la regresión de la variable representativa de la citada característica, X_{t+1} , sobre la misma variable contemporánea, X_t , empleando un modelo univariante con la siguiente especificación:

$$X_{t+1} = \alpha + \beta^* X_t + \varepsilon_{t+1}, \quad [1]$$

En el que la medida de la persistencia es el valor numérico del coeficiente β . Cuanto más cercano a 1 sea el valor de éste, más persistente y permanente es la variable X y con ello la característica que representa. A *sensu contrario*, una mayor proximidad a 0 indicará menor persistencia, mayor transitoriedad y también una mayor rapidez de reversión. Diversos estudios, como los de Mueller (1986), Cubbin y Geroski (1987), Geroski y Jacquemin (1988) y Jacobson (1988), han demostrado que este simple modelo autorregresivo de primer orden *ARI* aporta resultados robustos.

En el contexto de la rentabilidad y de su desagregación en margen y rotación, ambos componentes pueden presentar un diferente grado de persistencia, ya sea como consecuencia de factores endógenos o de circunstancias exógenas. Si dichos factores afectan de un modo distinto al margen y a la rotación, uno y otro tendrán diferentes características de reversión a la media y por tanto, niveles de persistencia también diferentes.

Con respecto al margen, consideramos que su nivel puede estar explicado por una combinación de las circunstancias de los mercados en los que opera cada empresa y de las capacidades de la propia firma. En primer lugar, y con relación al efecto que la presión competitiva de los mercados puede ejercer sobre el margen, Soliman (2008) considera que la obtención de márgenes anormalmente elevados estimulará la entrada de nuevos oferentes en el mercado, lo que intensificará la competencia y ocasionará que reviertan a sus niveles normales. Del lado de los márgenes anormalmente reducidos o deprimidos, añadiremos que tal acontecimiento podría ser suficiente incentivo para que las compañías adoptasen medidas de reestructuración o adaptación tendentes a corregirlo, lo que facilitaría su reversión a valores normales.

En segundo lugar, el nivel del margen puede derivarse de las habilidades de la propia firma, obtenidas a través de estrategias y políticas de investigación y desarrollo, innovación, posicionamiento de productos, reconocimiento de marca, destreza para explotar nichos de mercado, etc. Todos estos elementos dotan a algunas empresas de barreras de entrada que favorecen la sostenibilidad de los márgenes en el tiempo, reforzando así la persistencia que la agresividad de los mercados tiende a erosionar.

En cuanto a la rotación, tanto Fairfield y Yohn (2001) como Soliman (2008) consideran que su nivel dependerá de la capacidad de la propia compañía para emplear eficientemente los activos, lo que surge del empleo acertado de las inversiones en inmovilizados, eficacia en la gestión de los inventarios y acierto en la gestión del capital circulante. Este conjunto de habilidades corporativas es, a juicio de Soliman (2008), difícil de replicar, ya que imitar eficiencias productivas requiere costosas inversiones, así como tiempo de aprendizaje y adaptación.

Así pues, cabe esperar que margen y rotación exhiban distintos niveles de persistencia, menor en el caso del margen que en el de la rotación, habida cuenta de la mayor debilidad

del primero –fundamentalmente por la competencia de los mercados– y la mayor fortaleza del segundo. Adicionalmente, Soliman (2008) considera que su diferente persistencia también se explica por razones puramente contables, puesto que el margen es el cociente de dos variables flujos, con elevada varianza y volatilidad, y la rotación aloja en su denominador una variable *stock*, más estable y con menor dispersión. No obstante los razonamientos anteriores, extraídos de la literatura anglosajona, los factores exógenos que inciden sobre la persistencia, y en especial las circunstancias competitivas de los mercados, podrían exhibir una conducta distinta en el caso español, lo que conduciría a documentar resultados empíricos diferentes a los descritos en los trabajos comentados en la sección 2 anterior. De este modo, la primera hipótesis que someteremos a contraste queda enunciada del siguiente modo:

$$H_1: \text{El margen es menos persistente que la rotación}$$

Además, tanto el margen como la rotación pueden ser, a su vez, desagregados en su componente sectorial o normal y en su componente anormal; el primero coincidiría con el nivel de margen o rotación característico del sector en el que opera la compañía, y el componente anormal sería el exceso o defecto sobre el componente sectorial. Dado que ni margen ni rotación son perfectamente persistentes y muestran algún grado de reversión, mayor o menor, a la media sectorial, cabe esperar que el componente anormal muestre una velocidad de reversión muy superior al componente sectorial, y que en consecuencia su persistencia sea inferior. Por ello, la segunda hipótesis a contrastar es la que sigue:

$$H_2: \text{El componente anormal de margen y rotación es menos persistente que su componente normal}$$

3.2. Capacidad predictiva de margen y rotación

La capacidad predictiva de una variable consiste en la aptitud de predecir el comportamiento *de sí misma o de otra variable diferente*. Por tanto, persistencia y capacidad predictiva son la misma propiedad cuando se trata del pronóstico de la misma variable, pero difieren si lo que se pretende es predecir otra variable que no sea ella misma¹. Aunque la capacidad predictiva puede analizarse empleando modelos univariantes (Francis *et al.* 2004), por regla general se lleva a cabo mediante modelos multivariantes del tipo:

$$Y_{t+1} = \alpha + \beta_1^* X_t + \dots + \beta_k^* Z_t + \varepsilon_{t+1}, \quad [2]$$

(1) Una consecuencia de ello es que una variable puede ser persistente y mostrar o no capacidad predictiva, y de aquí que pueda exhibir capacidad para predecirse a sí misma pero no a otras variables; y a la inversa, una variable puede no ser persistente pero poseer o no capacidad predictiva, por lo que podría no ser eficiente estableciendo su propio pronóstico, pero serlo al inferir el de otra variable.

En el que la capacidad predictiva *de las variables*, X_{it} y Z_{it} , se mide por sus coeficientes β_1 y β_k tomados en valores absolutos². En nuestra opinión, el empleo de modelos multivariantes resulta muy apropiado para el estudio del poder de predicción de margen y rotación, ya que nos permite conocer cómo ambas interactúan entre sí.

Las hipótesis enunciadas con anterioridad planteaban un menor grado de persistencia del margen y mayor de la rotación, y una menor persistencia de sus componentes anormales que de los sectoriales. No obstante, y dado que nuestra tarea consiste en explorar el poder de predicción de una y otra sobre la rentabilidad, que en todo caso es una variable *diferente*, no procede asociar persistencia y capacidad predictiva en el contexto de nuestro estudio, y en consecuencia, no podemos afirmar *a priori* que la capacidad predictiva del margen sea inferior a la de la rotación, ni que la capacidad predictiva de sus componentes anormales sea más reducida que la de los sectoriales.

Por tanto, la capacidad predictiva que margen y rotación puedan poseer con relación a la rentabilidad no puede deducirse de cómo sea su grado de persistencia, y por tanto se trata de una cuestión empírica, lo que nos impide realizar predicciones teóricas. Así pues, las hipótesis a contrastar, sin que podamos establecer la dirección de las mismas, son:

H₃: El margen posee mayor capacidad predictiva que la rotación

H₄: El componente anormal de margen y rotación posee mayor capacidad predictiva que el componente sectorial

3.3. Modelos y variables para el contraste empírico de las hipótesis

El contraste de las dos primeras hipótesis, relativas a la persistencia de margen y rotación, se llevará a cabo con el modelo univariante [1] anterior, cuya especificación genérica se adaptará al estudio de cada variable:

$$\begin{aligned} MARG_{it+1} &= \alpha + \beta^* MARG_{it} + \varepsilon_{it+1} \\ ROT_{it+1} &= \alpha + \beta^* ROT_{it} + \varepsilon_{it+1} \\ MARG_SEC_{jt+1} &= \alpha + \beta^* MARG_SEC_{jt} + \varepsilon_{it+1} \\ ROT_SEC_{jt+1} &= \alpha + \beta^* ROT_SEC_{jt} + \varepsilon_{it+1} \\ MARG_AN_{it+1} &= \alpha + \beta^* MARG_AN_{it} + \varepsilon_{it+1} \\ ROT_AN_{it+1} &= \alpha + \beta^* ROT_AN_{it} + \varepsilon_{it+1} \end{aligned}$$

Siendo, para cada empresa i y ejercicio t , *MARG* el margen total, definido como cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los ingresos ordinarios; *ROT*, el cociente

(2) Por el contrario, la capacidad predictiva *del modelo* está asociada a los errores de pronóstico que se deriven de sus estimaciones. (Meese y Rogoff 1988; Mark 1995; Francis *et al.* 2004).

entre los ingresos ordinarios y el activo total al cierre del ejercicio. Para cada sector j y ejercicio t , $MARG_SEC$ es la mediana del margen de las observaciones empresa-año de su sector; ROT_SEC es la mediana de la rotación de las observaciones empresa-año de su sector³. Para cada firma i y ejercicio t , $MARG_AN$ es la diferencia entre $MARG$ y $MARG_SEC$; ROT_AN es la diferencia entre ROT y ROT_SEC .

Para el contraste de las hipótesis tercera y cuarta, relativas a la capacidad predictiva de margen y rotación, emplearemos dos modelos multivariantes. El primero de ellos nos permitirá contrastar la tercera y verificar la capacidad predictiva las dos variables experimentales que incorpora, margen total ($MARG_{it}$) y rotación total (ROT_{it}), previamente definidas:

$$X_{it+1} = \alpha + \beta_1 * MARG_{it} + \beta_2 * ROT_{it} + \delta_1 * TAM_{it} + \delta_2 * END_{it} + \delta_3 * VOLAT_{it} + \delta_4 * CREC_{it} + \delta_5 * X_{it} + \delta_6 * DX_{it} + \varepsilon_{it+1} \quad [2]$$

Con él analizaremos la capacidad de las variables experimentales para pronosticar dos versiones de la variable dependiente, X_{it+1} , la rentabilidad económica futura (ROI_{it+1}), definida como el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y el activo medio total al cierre del ejercicio, y la rentabilidad financiera futura (ROE_{it+1}), definida como cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los fondos propios medios del ejercicio.

La cuarta hipótesis se contrastará tomando como base el siguiente modelo, cuyas variables experimentales, antes definidas, son $MARG_SEC_{jt}$, $MARG_AN_{it}$, ROT_SEC_{jt} y ROT_AN_{it} :

$$X_{it+1} = \alpha + \beta_1 * MARG_SEC_{jt} + \beta_2 * MARG_AN_{it} + \beta_3 * ROT_SEC_{jt} + \beta_4 * ROT_AN_{it} + \delta_1 * TAM_{it} + \delta_2 * END_{it} + \delta_3 * VOLAT_{it} + \delta_4 * CREC_{it} + \delta_5 * X_{it} + \delta_6 * DX_{it} + \varepsilon_{it+1} \quad [3]$$

Como en el modelo [3] anterior, llevaremos a cabo la regresión de dos versiones, según la variable dependiente sea la rentabilidad económica o la financiera.

Las variables de ambos modelos serán transformadas en rangos, como en los trabajos de Soliman (2004, tabla 7) y Frankel y Litov (2008), pues esta opción permite, en primer lugar, evitar la influencia de las observaciones extremas, y en segundo lugar, mitigar las diferencias de escala existentes entre las variables, estandarizando las varianzas y posibilitando la realización de comparaciones directas entre los coeficientes de las variables independientes, lo que facilitará y enriquecerá nuestro análisis empírico posterior.

En cuanto a las variables de control, comunes a los modelos [2] y [3], hemos optado por incorporar características corporativas asociadas a la capacidad predictiva de la rentabilidad

(3) El empleo de medianas para el cálculo de los valores sectoriales $MARG_SEC$ y ROT_SEC , en lugar de medias, está recomendado por Lev y Sunder (1979) y Barnes (1982). La ventaja de operar con medianas es que esta medida no resulta afectada, como sucede con la media, por el efecto de las observaciones extremas.

y variables relacionadas con sus propiedades temporales. La primera de ellas es el tamaño (TAM_u), que también se somete a control en los trabajos de Fama y French (2000) y Frankel y Litov (2008), pues las compañías de mayor dimensión exhiben resultados más pronosticables, lo que para Baginski *et al.* (1999) se debe a su mayor diversificación, lo que genera una mayor estabilidad, y para Watts y Zimmerman (1978) a que las empresas más grandes seleccionan proyectos de inversión de menor riesgo. Cabe esperar que guarde una relación directa con la capacidad predictiva, y se define como el logaritmo neperiano del activo total.

La segunda variable a controlar es el endeudamiento (END_u). Fama y French (2000) razonan cómo el endeudamiento *debe* mostrar una relación inversa con la capacidad predictiva, de modo que en compañías con mayor nivel de deuda, ésta tendría menor poder de pronóstico; pero en contra de esta predicción teórica, documentan una sorprendente, según ellos, relación directa entre endeudamiento y cambios futuros en rentabilidad. A nuestro modo de ver, el endeudamiento podría ser tener un papel diferente en el pronóstico de la rentabilidad económica que en el de la rentabilidad financiera, de manera que los mayores gastos financieros derivados del endeudamiento, al reducir el resultado sin afectar al valor del activo, reducirán la rentabilidad económica. En cuanto a su capacidad de predicción sobre la rentabilidad financiera, dependerá de la medida en que el mayor grado de apalancamiento consiga o no dominar sobre la depresión que los costes financieros ocasionan en los resultados. Así pues, cabe esperar del endeudamiento una relación negativa con la rentabilidad económica futura, sin que podamos deducir cuál será su relación con la rentabilidad financiera. Se expresa como cociente entre deuda total y activo total, ambas al cierre del ejercicio.

La tercera variable que someteremos a control es la volatilidad del resultado ($VOLAT_u$). Dechow (1994), Dechow y Dichev (2002), Minton, Schrand y Walter (2002), Dichev y Tang (2008) y Frankel y Litov (2008) confirman cómo la inestabilidad del resultado posee capacidad predictiva, guardando una relación inversa con la rentabilidad futura. Se define como la desviación estándar del resultado ordinario después de impuestos deflactado por el valor contable del activo total y computada en los cinco ejercicios precedentes.

La cuarta variable a controlar es el crecimiento ($CREC_u$), que exhibe una relación negativa con la rentabilidad futura, como muestran Fama y French (2000), Fairfield y Yohn (2001) y Soliman (2004). Además, su presencia como variable de control es importante, ya que como razonan Fairfield *et al.* (2003), permite extender el control a los ajustes por devengo. Como hemos indicado, esperamos de ella una relación inversa con las variables dependientes, y será representada por la variación anual operada, en tanto por uno, del activo total al cierre del ejercicio.

Las siguientes variables guardan relación con las propiedades temporales de la rentabilidad, que Fairfield y Yohn (2001) y Soliman (2004) también incorporan como controles. La primera de ellas es el nivel actual de rentabilidad (X_{it}), puesto que la reversión a la media inicialmente descrita por Brooks y Buckmaster (1976) y Freeman *et al.* (1982) aconseja su control. La segunda es el cambio en la rentabilidad del ejercicio corriente (ΔX_{it}), con la finalidad de ejercer un control sobre la correlación serial. Cuando en los modelos [2] y [3] la variable dependiente sea ROI_{it+1} se expresarán como ROI_{it} y $DROI_{it}$, y cuando se trate de ROE_{it+1} se especificarán como ROE_{it} y ΔROE_{it} . Por último, controlaremos tanto la filiación sectorial de las empresas de nuestra muestra como el ejercicio de referencia de las observaciones, al objeto de controlar los choques macroeconómicos.

4| CONFIGURACIÓN DE LA MUESTRA, ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS Y CORRELACIONES ENTRE VARIABLES

4.1. Configuración de la muestra

La muestra de empresas se ha obtenido de la base de datos *SABI* para los ejercicios 2002 a 2007, ambos inclusive, y está formada por sociedades mercantiles activas, auditadas –para garantizar un nivel razonable de calidad de la información contable–, no pertenecientes a los sectores financiero, seguros y sin ánimo de lucro⁴ y con observaciones disponibles en cada ejercicio de los cinco precedentes. No obstante, en muestras como la que hemos configurado, que requieren una serie prolongada de datos, mantener un número constante de empresas a lo largo de todo el periodo muestral podría conducir que los resultados empíricos estuvieran contaminados por algún sesgo de supervivencia que sobreestimase alguna característica de las observaciones que la integran, ya que en la muestra dominarían las mejores empresas.

Para abordar los potenciales efectos de este problema y mitigar el posible sesgo, hemos permitido la entrada y salida de empresas de la muestra, formando una muestra variable integrada por todas las compañías que *en un determinado ejercicio* tienen suficientes datos para construir las variables que requiere nuestro estudio. Así, por ejemplo, si para el cómputo de una variable se necesitan datos de cinco ejercicios, la observación X_{it} correspondiente a la empresa i en el ejercicio t se incluirá en la muestra si existen datos disponibles de dicha empresa relativos a los $t-5$ ejercicios anteriores, aunque no existan datos disponibles para ejercicios posteriores a t o anteriores a $t-5$. Este criterio de diseño muestral, empleado por Kim y Kross (2005) y Dichev y Tang (2008), permite a las empresas

(4) Las pertenecientes a los grupos 65, 66, 67, 73, 74, 75, 91, 92 y 95 de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE).

de la muestra entrar y salir constantemente de ella, replicando las circunstancias reales de los mercados. Con estos requerimientos, la muestra final, configurada según se ofrece en la tabla 1, contiene 57.675 observaciones empresa-año pertenecientes a 35 sectores de actividad según la CNAE, con una profundidad de dos dígitos.

TABLA 1.- DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA

		OBSERVACIONES
<i>Panel A: proceso de formación de la muestra</i>		
Observaciones empresa-año de sociedades mercantiles para el periodo 2002-2007, activas, auditadas, con cuentas anuales en formato normal y observaciones disponibles en cada ejercicio de los diez precedentes		66.247
Menos: observaciones pertenecientes a sectores financiero, seguros y sin ánimo de lucro (grupos 65, 66, 67, 73, 74, 75, 91, 92 y 95 CNAE)		(6.801)
Menos: observaciones pertenecientes a sectores con menos de 20 lecturas por ejercicio		(1.559)
Menos: observaciones ilegibles o con datos incompletos		(212)
Muestra final		57.675
<i>Panel B: Distribución temporal de las observaciones</i>		
Ejercicio 2002		7.346
Ejercicio 2003		8.250
Ejercicio 2004		9.165
Ejercicio 2005		10.114
Ejercicio 2006		11.211
Ejercicio 2007		11.589

4.2. Estadísticos descriptivos

La tabla 2 recoge los principales estadísticos descriptivos de la muestra de empresas obtenidos de las variables expresadas en sus valores originales. Con respecto a las variables dependientes, ROI_{it+1} exhibe una media de 0,037 y una mediana de 0,028, valores que indican una distribución ligeramente desplazada hacia la cola de la derecha, ocasionada por el predominio en la muestra de observaciones con elevados niveles de rentabilidad económica; su desviación estándar (0,066) revela una alta dispersión. Con relación a ROE_{it+1} , su promedio de 0,083 es muy superior al de ROI_{it+1} , si bien con una dispersión ciertamente elevada, como pone de manifiesto su desviación estándar (0,724).

TABLA 2.- ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

	MEDIA	DESV. TÍP.	CUARTILES		
			25%	MEDIANA	75%
ROI_{it+1}	0,037	0,066	0,007	0,028	0,062
ROE_{it+1}	0,083	0,724	0,026	0,089	0,169
$MARG_{it}$	0,031	0,088	0,006	0,020	0,048
ROT_{it}	1,616	1,061	0,973	1,379	1,944
$MARG_SEC_{jt}$	0,024	0,015	0,017	0,019	0,028
ROT_SEC_{jt}	1,450	0,496	1,207	1,295	1,670
$MARG_AN_{it}$	0,008	0,086	-0,015	0,000	0,025
ROT_AN_{it}	0,166	0,923	-0,334	0,000	0,439
TAM_{it}	9,320	0,975	8,628	9,156	9,834
END_{it}	0,623	0,205	0,482	0,653	0,786
$VOLAT_{it}$	0,029	0,030	0,013	0,022	0,037
$CREC_{it}$	-0,073	0,186	-0,167	-0,073	0,012
ROI_{it}	0,039	0,065	0,009	0,030	0,064
ΔROI_{it}	-0,054	101,334	-0,372	-0,034	0,323
ROE_{it}	0,099	0,657	0,032	0,095	0,177
ΔROE_{it}	-0,161	148,220	-0,565	-0,140	0,273

La muestra comprende 57.675 observaciones empresa-año de sociedades mercantiles para el periodo 2002-2007, activas, auditadas, no pertenecientes a los sectores financiero y seguros, con cuentas anuales en formato normal y observaciones disponibles en cada ejercicio de los cinco precedentes. Para cada firma i y ejercicios t y $t+1$, ROI_{it} y ROI_{it+1} son el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y el activo total medio del ejercicio; ROE_{it} y ROE_{it+1} son el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los fondos propios medios del ejercicio; ΔROI_{it} y ΔROI_{it+1} son la variación anual, en tanto por uno, de ROI_{it} y ROI_{it+1} , respectivamente; ΔROE_{it} y ΔROE_{it+1} son la variación anual, en tanto por uno, de ROE_{it} y ROE_{it+1} , respectivamente; $MARG_{it}$ es el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los ingresos ordinarios; ROT_{it} es el cociente entre los ingresos ordinarios y el activo total al cierre del ejercicio. Para cada sector j y ejercicio t , $MARG_SEC_{jt}$ es la mediana del margen de las observaciones empresa-año de su sector; ROT_SEC_{jt} es la mediana de la rotación de las observaciones empresa-año de su sector. Para cada firma i y ejercicio t , $MARG_AN_{it}$ es la diferencia entre $MARG_{it}$ y $MARG_SEC_{jt}$; ROT_AN_{it} es la diferencia entre ROT_{it} y ROT_SEC_{jt} ; TAM_{it} es el logaritmo neperiano del valor contable del activo total al cierre del ejercicio; END_{it} es el cociente entre las deudas totales y el valor contable del activo total, ambos tomados al cierre del ejercicio; $VOLAT_{it}$ es la desviación estándar del resultado ordinario después de impuestos deflactado por el valor contable del activo total y computada en los cinco ejercicios precedentes; $CREC_{it}$ es la variación anual operada, en tanto por uno, del activo total al cierre del ejercicio.

En cuanto a las variables experimentales, $MARG_{it}$ arroja una media de 0,031, mediana de 0,020 y desviación estándar de 0,088, valores que indican tanto un mayor peso de las observaciones con alto margen como una llamativa dispersión. Por el contrario, ROT_{it} tiene, a la luz de sus estadísticos, un comportamiento mucho más estable, con un valor promedio de 1,616 y una reducida desviación estándar de 1,061. El perfil más inestable de $MARG_{it}$ con relación a ROT_{it} se debe, en buena medida, a combinar en su expresión aritmética variables representativas de flujos tanto en el numerador como en el denominador, lo que no sucede en el caso de la rotación, cuyo denominador es una variable *stock*.

Los estadísticos de márgenes y rotaciones sectoriales son, como cabía esperar, mucho más estables que los anteriores, y así, $MARG_SEC_{jt}$, con media 0,024 y desviación 0,015, y ROT_SEC_{jt} , con media 1,450 y desviación 0,496, sugieren una razonable concentración de las observaciones. Por el contrario, los componentes anormales $MARG_AN_{it}$ y ROT_AN_{it} muestran mucha dispersión, especialmente $MARG_AN_{it}$, con media 0,008 y desviación estándar muy elevada (0,086). El hecho de que sus medias tengan signo positivo es una consecuencia de que en ambas variables la incidencia de márgenes y rotaciones anormalmente positivos es superior a la de márgenes y rotaciones anormalmente negativos.

Finalmente, los descriptivos de las variables de control exhiben valores en línea con los documentados en otros estudios, siendo destacables el promedio negativo del crecimiento (-0,073), los valores medios de ROI_{it} (0,039) y ROE_{it} (0,099), más elevados que los de ROI_{it+1} y ROI_{it+1} –indicando con ello un cierto declive de las rentabilidades–, y la llamativa dispersión de ΔROI_{it} y de ΔROE_{it} , habitual en las variables expresadas en diferencias.

4.3. Correlaciones entre variables

La tabla 3 muestra las correlaciones de Pearson y de rangos de Spearman entre todas las variables que serán empleadas en el análisis empírico⁵. En primer lugar, ambas variables dependientes, ROI_{it+1} y ROE_{it+1} , exhiben una correlación positiva y estadísticamente significativa (0,872); también son igualmente notables las existentes entre ROI_{it} y ROE_{it} (0,862), en línea con la de Fairfield *et al.* (2003) (0,78), y entre ROE_{it+1} y ROE_{it} (0,663), ligeramente superior a la encontrada en el estudio de Fairfield *et al.* (2009) (0,63).

(5) Todos los comentarios que siguen toman como base las correlaciones por rangos de Spearman. Al igual que en Soliman (2004), la tabla no muestra las correlaciones entre las variables representativas de márgenes y rotaciones sectoriales, $MARG_SEC_{jt}$ y ROT_SEC_{jt} , por tratarse de valores constantes en corte transversal dentro de cada sector de actividad económica.

TABLA 3.- CORRELACIONES ENTRE LAS VARIABLES

Las correlaciones de Pearson se muestran en la parte superior de la diagonal y las de Spearman en la parte inferior. Los valores p de los coeficientes de correlación se ofrecen en cursiva.

	ROI_{it+1}	ROE_{it+1}	$MARG_{it}$	ROT_{it}	$MARG_AN_{it}$	ROT_AN_{it}	TAM_{it}	END_{it}	$VOLAT_{it}$	$CREC_{it}$	ROI_{it}	ΔROI_{it}	ROE_{it}	ΔROE_{it}
ROI_{it+1}	1	0.355 0.000	0.406 0.000	0.060 0.000	0.403 0.000	0.079 0.000	0.022 0.000	-0.328 0.000	-0.015 0.000	-0.074 0.000	0.670 0.000	0.005 0.239	0.175 0.000	0.005 0.249
ROE_{it+1}	0.872 0.000	1 0.000	0.112 0.000	0.033 0.000	0.112 0.000	0.036 0.000	0.018 0.000	-0.036 0.000	-0.034 0.000	-0.030 0.000	0.182 0.000	0.002 0.667	0.089 0.000	0.002 0.712
$MARG_{it}$	0.647 0.000	0.492 0.000	1 0.000	-0.122 0.000	0.985 0.000	-0.074 0.000	0.135 0.000	-0.253 0.000	0.014 0.001	-0.074 0.001	0.650 0.000	0.004 0.298	0.256 0.000	0.001 0.721
ROT_{it}	0.093 0.000	0.163 0.000	-0.231 1	-0.070 0.000	0.884 0.000	-0.311 0.000	0.158 0.000	-0.003 0.000	0.097 0.000	0.071 0.000	0.004 0.000	0.036 0.376	0.004 0.000	0.004 0.324
$MARG_AN_{it}$	0.638 0.000	0.472 0.000	0.935 0.000	-0.108 0.000	1 0.000	-0.071 0.000	0.099 0.000	-0.248 0.000	0.005 0.000	-0.073 0.202	0.649 0.000	0.004 0.287	0.257 0.000	0.002 0.677
ROT_AN_{it}	0.115 0.000	0.173 0.000	-0.129 0.000	0.782 0.000	-0.140 0.000	1 0.000	-0.240 0.000	0.120 0.000	0.036 0.000	0.119 0.000	0.007 0.000	0.003 0.477	0.042 0.000	0.003 0.525
TAM_{it}	0.008 0.046	0.027 0.000	0.170 0.000	-0.412 0.000	0.118 0.000	-0.310 0.000	1 0.000	0.032 0.000	-0.048 0.000	-0.076 0.000	0.029 0.000	0.003 0.473	0.021 0.000	0.004 0.380
END_{it}	-0.417 0.000	-0.018 0.000	-0.440 0.000	0.160 0.000	-0.443 0.000	0.105 0.000	0.025 0.000	1 0.000	0.131 0.000	-0.103 0.000	-0.337 0.000	-0.004 0.000	-0.021 0.325	-0.006 0.000
$VOLAT_{it}$	-0.302 0.000	-0.159 0.000	0.228 0.000	-0.031 0.000	0.216 0.000	0.041 0.000	-0.047 0.000	0.276 0.000	1 0.000	0.029 0.000	-0.067 0.000	-0.005 0.513	-0.005 0.206	-0.005 0.195
$CREC_{it}$	-0.064 0.000	-0.169 0.000	-0.115 0.000	0.053 0.000	-0.112 0.000	0.088 0.000	-0.069 0.000	-0.146 0.000	0.016 0.000	1 0.000	-0.083 0.000	-0.009 0.025	-0.048 0.000	-0.009 0.036
ROI_{it}	0.722 0.000	0.574 0.000	0.905 0.000	0.105 0.000	0.893 0.000	0.140 0.000	0.024 0.000	-0.427 0.000	-0.267 0.000	-0.102 0.000	1 0.010	0.326 0.016	0.007 0.107	0.007 0.107
ΔROI_{it}	0.226 0.000	0.210 0.000	0.362 0.000	0.079 0.000	0.355 0.000	0.091 0.000	0.005 0.000	-0.063 0.000	-0.083 0.000	0.029 0.000	0.421 0.000	1 0.002	0.963 0.717	0.000 0.000
ROE_{it}	0.601 0.000	0.663 0.000	0.759 0.000	0.176 0.000	0.733 0.000	0.197 0.000	0.029 0.000	-0.141 0.000	-0.222 0.000	-0.082 0.000	0.441 0.000	1 0.381	-0.002 0.960	0.403 0.000
ΔROE_{it}	0.238 0.000	0.234 0.000	0.052 0.000	0.052 0.000	0.335 0.000	0.058 0.000	0.024 0.000	-0.058 0.000	-0.098 0.000	-0.102 0.000	0.381 0.000	1 0.000	0.000 0.000	0.000 0.597

En segundo lugar, las variables experimentales $MARG_{it}$ y ROT_{it} guardan una relación positiva y significativa tanto con ROI_{it+1} como con ROE_{it+1} , si bien de una intensidad mucho mayor en el caso de $MARG_{it}$, lo que es consistente con los resultados de Sánchez-Segura (1994), quien documentó cómo los niveles de rentabilidad están definidos en una mayor medida por el nivel del margen que por el de la rotación. A su vez, la correlación existente entre $MARG_{it}$ y ROT_{it} es negativa (-0,231), como también documentan los trabajos de Fairfield y Yohn (2001), Nissim y Penman (2001) y Soliman (2004, 2008), poniendo así de manifiesto el *trade-off* existente entre margen y rotación indicado por Selling y Stickney (1989) y Sánchez Segura (1994).

En cuanto a los componentes anormales, las correlaciones de $MARG_AN_{it}$ son de 0,638 con ROI_{it+1} y de 0,472 con ROE_{it+1} , mientras que las de ROT_AN_{it} son mucho más reducidas, de 0,115 con ROI_{it+1} y de 0,173 con ROE_{it+1} . La correlación existente entre ambas es de -0,140, ligeramente superior al valor de -0,09 documentado por Soliman (2004).

En suma, y sin perjuicio de los resultados que pueda aportar el análisis multivariante posterior, de esta evidencia preliminar se infiere que en términos univariantes, el margen muestra una mayor correlación con las rentabilidades futuras, lo que en principio estaría indicando una mayor capacidad predictiva que la rotación, tanto para el margen total como para su desagregación en los componentes sectorial y anormal, es decir, en todas las especificaciones analizadas.

Por último, las correlaciones de las variables de control con las dependientes son positivas para TAM_{it} , ROI_{it} y ROE_{it} y negativas en el caso de END_{it} , $VOLAT_{it}$, $CREC_{it}$, ΔROI_{it} y ΔROE_{it} . Con respecto a las relaciones de aquéllas con las experimentales, las más significativas son la relación TAM_{it} , positiva con los márgenes y negativa con las rotaciones, y la de $VOLAT_{it}$, negativa con las rotaciones y positiva con los márgenes.

5| RESULTADOS EMPÍRICOS

5.1. Persistencia de margen y rotación

Nuestra primera prueba empírica tiene por objeto contrastar la primera de las hipótesis, que proclama que el margen es menos persistente que la rotación. Con tal finalidad hemos llevado a cabo la regresión del modelo [1] sobre diversas variables representativas de rentabilidades, márgenes y rotaciones, cuyos resultados figuran recogidos en la tabla 4. Aunque no forma parte de las hipótesis, nos parece apropiado incluir el análisis de la persistencia de las rentabilidades para situar al lector, y así, con relación al ROI , el coeficiente de persistencia β muestra un valor numérico de 0,688, muy similar a los obtenidos en los trabajos de Fairfield *et al.* (2003), Dichev y Tang (2008) y Frankel y Litov (2008), que oscilan entre 0,61 y 0,72. Ello indica que también en el caso español, el nivel

de rentabilidad económica tiende a reproducirse en el tiempo, siendo moderadamente persistente. Ligeramente más reducido es el valor obtenido para el *ROE* (0,645), inferior también al 0,699 documentado por Fairfield *et al.* (2009).

TABLA 4.- RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DEL MODELO $X_{it+1} = \alpha + \beta^*X_{it} + \varepsilon_{it+1}$

VARIABLES	α	β	R^2
<i>ROI</i>	0,001***	0,688***	44,9%
<i>ROE</i>	0,004***	0,645***	41,6%
<i>MARG</i>	0,014***	0,467***	12,8%
<i>ROT</i>	0,118***	0,903***	85,6%
<i>MARG_SEC</i>	0,001***	0,907***	89,6%
<i>ROT_SEC</i>	0,010***	0,972***	99,3%
<i>MARG_AN</i>	0,003***	0,452***	11,7%
<i>ROT_AN</i>	0,012***	0,881***	81,3%

La muestra comprende 57.675 observaciones empresa-año de sociedades mercantiles para el periodo 2002-2007, activas, auditadas, no pertenecientes a los sectores financiero y seguros, con cuentas anuales en formato normal y observaciones disponibles en cada ejercicio de los cinco precedentes. Para cada firma i y ejercicios t y $t+1$, X es una variable que adopta distintas configuraciones y es definida de los siguientes modos: *ROI* es el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y el activo total medio del ejercicio; *ROE* es el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los fondos propios medios del ejercicio; *MARG* es el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los ingresos ordinarios; *ROT* es el cociente entre los ingresos ordinarios y el activo total al cierre del ejercicio. Para cada sector j y ejercicio t , *MARG_SEC* es la mediana del margen de las observaciones empresa-año de su sector; *ROT_SEC* es la mediana de la rotación de las observaciones empresa-año de su sector. Para cada firma i y ejercicio t , *MARG_AN* es la diferencia entre *MARG* y *MARG_SEC*, y *ROT_AN* es la diferencia entre *ROT* y *ROT_SEC*. Todas las se expresan en rangos. Errores estándar y covarianzas calculados robustos a la heterocedasticidad, empleando la propuesta de White (1980). La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**) y 99% (***) de probabilidad.

Los coeficientes β de los niveles totales de margen y rotación, *MARG* y *ROT*, ofrecen unos valores muy dispares, confirmando es ambas variables nuestra predicción de que el margen es menos persistente que la rotación. En efecto, la persistencia de *MARG* es de 0,467, reducida y de rápida reversión, mientras que la de *ROT* se eleva a un muy notable 0,903, de lenta reversión, lo que indica que el nivel de rotación es una característica muy permanente de las empresas no cotizadas españolas, replicando así la conducta documentada para otros países.

Con respecto a la persistencia del componente sectorial, las regresiones de *MARG_SEC* y *ROT_SEC* aportan coeficientes muy elevados, 0,907 y 0,972, respectivamente, indicando una gran persistencia en ambos casos –más elevada la rotación–, y una mínima reversión a la media. Sin embargo, el componente anormal alcanza un reducido valor de 0,452 para

MARG_AN y mantiene un elevado 0,881 para *ROT_AN*, muy similares a los de *MARG* y *ROT*. Para Estados Unidos, Soliman (2004) obtiene un valor de 0,153 para *MARG_AN*, mucho más reducido que el nuestro –posiblemente debido a diferencias en la intensidad competitiva de los mercados– pero más elevado, 0,931, para *ROT_AN*.

Esta definitiva, el análisis univariante de la persistencia pone de relieve cómo la rotación es más persistente que el margen, mostrando éste un mayor grado de transitoriedad; y a su vez, la menor persistencia del margen podría venir explicada por la mayor rapidez de reversión de su componente anormal.

Así pues, los resultados vienen a confirmar las dos primeras hipótesis enunciadas, corroborando, en primer lugar, la mayor persistencia de la rotación, en términos muy similares a los recogidos en la literatura, y en segundo lugar, una persistencia más reducida de los componentes anormales con relación a los sectoriales, si bien en el caso del margen anormal, el valor numérico de su coeficiente, superior al obtenido por Soliman (2004) para Estados Unidos, podría ser una manifestación de una menor intensidad competitiva de los mercados españoles con relación a los norteamericanos. No obstante, no podemos pronosticar, como venimos reiterando, que una mayor persistencia se traduzca finalmente en una capacidad predictiva superior, tratándose de una cuestión abierta que seguidamente abordaremos.

5.2. Capacidad predictiva de margen y rotación total

La tabla 5 recoge los resultados obtenidos de la regresión del modelo [2], en el que las variables experimentales son los niveles totales de margen y rotación, *MARG_{it}* y *ROT_{it}*. En la versión del modelo que toma *ROI_{it+1}* como variable dependiente, los coeficientes asociados a ellas son significativos, y por tanto dicha significación indica que ambas poseen capacidad predictiva. En cuanto al signo, el coeficiente vinculado a *MARG_{it}* es negativo y significativo (-0,095), y así, el nivel actual de margen alcanzado por una compañía exhibe una relación inversa con la rentabilidad económica del ejercicio subsiguiente, de manera que elevados márgenes pronostican rentabilidades económicas más reducidas, y viceversa. A su vez, el coeficiente vinculado a *ROT_{it}* es positivo y significativo (0,014), indicando cómo niveles actuales de rotación guardan relación directa con niveles futuros de rentabilidad económica. En cuanto a las variables de control, todas son estadísticamente significativas y se muestran con el signo esperado, y el coeficiente de determinación alcanza un elevado 52,2%.

Para descartar cualquier sospecha de multicolinealidad, hemos insertado junto a las regresiones multivariantes sendas columnas adicionales con un test de multicolinealidad, el test denominado “factor de inflación o agrandamiento de la varianza” (FIV), que nos permite conocer, a tenor de su valor numérico, en qué medida una variable independiente

TABLA 5.- RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DEL MODELO

$$X_{it+1} = \alpha + \beta_1^* MARG_{it} + \beta_2^* ROT_{it} + \delta_1^* TAM_{it} + \delta_2^* END_{it} + \delta_3^* VOLAT_{it} + \delta_4^* CREC_{it} + \delta_5^* X_{it} + \delta_6^* \Delta X_{it} + \varepsilon_{it+1}$$

	ROI _{it+1}			ROE _{it+1}				
	COEFICIENTES	t	FIV	COEFICIENTES	t	FIV		
Constante	19830,152	69,855	***	11272,323	33,161	***		
MARG _{it}	-0,095	-8,611	***	5,352	-0,039	-4,752	***	4,293
ROT _{it}	0,014	2,788	***	3,675	0,036	8,201	***	3,011
TAM _{it}	0,010	3,480	***	1,242	0,024	7,326	***	1,247
END _{it}	-0,158	-48,621	***	1,492	0,088	19,263	***	3,135
VOLAT _{it}	-0,090	-26,403	***	1,175	-0,105	-28,287	***	1,213
CREC _{it}	-0,030	-9,225	***	1,089	-0,019	-5,200	***	1,090
X _{it}	0,617	57,245	***	4,740	0,579	79,550	***	4,559
ΔX _{it}	-0,031	-8,572	***	1,315	-0,040	-11,411	***	1,069
R ² ajustado		52,2%			41,8%			

La muestra comprende 57.675 observaciones empresa-año de sociedades mercantiles para el periodo 2002-2007, activas, auditadas, no pertenecientes a los sectores financiero y seguros, con cuentas anuales en formato normal y observaciones disponibles en cada ejercicio de los cinco precedentes. Para cada firma i y ejercicios t y $t+1$, ROI_{it} y ROI_{it+1} son el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y el activo total medio del ejercicio; ROE_{it} y ROE_{it+1} son el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los fondos propios medios del ejercicio; ΔROI_{it} y ΔROI_{it+1} son la variación anual, en tanto por uno, de ROI_{it} y ROI_{it+1} , respectivamente; ΔROE_{it} y ΔROE_{it+1} son la variación anual, en tanto por uno, de ROE_{it} y ROE_{it+1} , respectivamente; $MARG_{it}$ es el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los ingresos ordinarios; ROT_{it} es el cociente entre los ingresos ordinarios y el activo total al cierre del ejercicio; TAM_{it} es el logaritmo neperiano del valor contable del activo total al cierre del ejercicio; END_{it} es el cociente entre las deudas totales y el valor contable del activo total, ambos tomados al cierre del ejercicio; $VOLAT_{it}$ es la desviación estándar del resultado ordinario después de impuestos deflactado por el valor contable del activo total y computada en los cinco ejercicios precedentes; $CREC_{it}$ es la variación anual operada, en tanto por uno, del activo total al cierre del ejercicio. Todas las variables se expresan en rangos. Errores estándar y covarianzas calculados robustos a la heterocedasticidad, empleando la propuesta de White (1980). La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**) y 99% (***) de probabilidad. Ambos modelos incluyen controles sectoriales y temporales.

es una función lineal de otras variables independientes⁶. Es comúnmente aceptado que un valor cercano a 10 constituye un indicio de multicolinealidad, pero el hecho de que los valores del FIV sean siempre inferiores a 6 nos permite sostener que nuestros resultados no se ven afectados por este problema.

Este hallazgo pone de manifiesto que, no necesariamente, persistencia y capacidad predictiva deben entenderse como un mismo atributo. En efecto, en este caso concreto,

(6) Se define como $FAV(\hat{\beta}_j) = \frac{1}{1-R^2_j}$, siendo R^2 el coeficiente de determinación obtenido al efectuar la regresión del regresor X_j sobre el resto de los regresores del modelo.

una variable caracterizada por su reducida persistencia, $MARG_{it}$, como se deducía de los resultados de la tabla 4 anterior, posee una capacidad predictiva netamente superior a otra de notable persistencia, ROT_{it} , según se desprende del valor absoluto de los coeficientes a ellas asociados. A nuestro parecer, la elevada capacidad predictiva del margen trae su causa en la rapidez con que revierte a valores medios o centrales, posiblemente como consecuencia de la presión competitiva de los mercados, en caso de empresas con margen elevado, o de la adopción de medidas correctoras en caso de firmas con margen reducido o deprimido.

Con respecto a la especificación del modelo que toma ROE_{it+1} como variable dependiente, los coeficientes vinculados a las variables experimentales $MARG_{it}$ y ROT_{it} tienen el mismo comportamiento que en la versión anterior, es decir, ambas son significativas, con signo negativo $MARG_{it}$ (-0,039) y positivo ROT_{it} (0,036) pero en este caso con una capacidad predictiva muy similar, ya que los valores absolutos de ambos coeficientes son prácticamente idénticos. De nuevo son significativas todas las variables de control, con el signo esperado –positivo en el caso de END_{it} –, y el coeficiente de determinación desciende al 41,8%. Los valores del FIV, también en este caso, son reducidos.

En síntesis, los resultados que hemos documentado tomando como variables experimentales los niveles totales de margen y rotación confirman la tercera de nuestras hipótesis, esto es, que en las empresas españolas no cotizadas, la capacidad predictiva del margen es más elevada que la mostrada por la rotación, aunque su persistencia sea menor.

5.3. Capacidad predictiva de los componentes sectorial y anormal de margen y rotación

La tabla 6 ofrece los resultados obtenidos de la regresión del modelo [3], en el que hemos expandido el valor numérico de las variables experimentales y desagregadas en sus componentes sectorial y anormal, con la finalidad de verificar la capacidad predictiva de unos y otros y contrastar la cuarta hipótesis. Con relación a la versión del modelo que adopta el ROI_{it+1} como variable dependiente, la desagregación de ambos componentes nos aporta una interesante evidencia adicional. En efecto, las cuatro variables experimentales son estadísticamente significativas y por tanto poseen capacidad predictiva, siendo negativo el coeficiente de $MARG_AN_{it}$ (-0,063) y positivo para las tres restantes, si bien con valores mucho más reducidos. Las variables de control son también significativas y con los signos pronosticados, alcanzando el coeficiente de determinación un valor de 52,3%, con FIV reducidos en todo caso.

Es necesario mencionar cómo nuestra evidencia es diferente a la documentada por Fairfield *et al.* (2009) para Estados Unidos, quienes no encuentran capacidad predictiva en la información de carácter sectorial. El hecho de que nuestras variables sectoriales,

TABLA 6.- RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DEL MODELO

$$X_{it+1} = \alpha + \beta_1^* MARG_SEC_{jt} + \beta_2^* MARG_AN_{it} + \beta_3^* ROT_SEC_{jt} + \beta_4^* ROT_AN_{it} + \delta_1^* TAM_{it} + \delta_2^* END_{it} + \delta_3^* VOLAT_{it} + \delta_4^* CREC_{it} + \delta_5^* X_{it} + \delta_6^* \Delta X_{it} + \varepsilon_{it+1}$$

	ROI _{it+1}			ROE _{it+1}		
	COEFICIENTES	t	FIV	COEFICIENTES	t	FIV
Constante	18087,126	50,725	***	-4251,431	-11,021	***
MARG_SEC _{jt}	0,022	4,918	***	2,753	0,097	20,655 ***
MARG_AN _{it}	-0,063	-7,683	***	5,712	-0,266	-52,824 ***
ROT_SEC _{jt}	0,034	7,924	***	2,590	0,075	16,084 ***
ROT_AN _{it}	0,039	8,131	***	2,042	0,139	40,055 ***
TAM _{it}	0,009	3,051	***	1,217	0,008	2,427 **
END _{it}	-0,164	-50,064	***	1,516	0,234	61,219 ***
VOLAT _{it}	-0,089	-26,077	***	1,180	-0,125	-32,361 ***
CREC _{it}	-0,032	-9,764	***	1,099	-0,042	-11,287 ***
X _{it}	0,583	68,573	***	5,177	0,272	67,126 ***
DX _{it}	-0,031	-8,695	***	1,315	-0,099	-26,748 ***
R ² ajustado		52,3%			38,3%	

La muestra comprende 57.675 observaciones empresa-año de sociedades mercantiles para el periodo 2002-2007, activas, auditadas, no pertenecientes a los sectores financiero y seguros, con cuentas anuales en formato normal y observaciones disponibles en cada ejercicio de los cinco precedentes. Para cada firma i y ejercicios t y $t+1$, ROI_{it} y ROI_{it+1} son el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y el activo total medio del ejercicio; ROE_{it} y ROE_{it+1} son el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los fondos propios medios del ejercicio; ΔROI_{it} y ΔROI_{it+1} son la variación anual, en tanto por uno, de ROI_{it} y ROI_{it+1} , respectivamente; ΔROE_{it} y ΔROE_{it+1} son la variación anual, en tanto por uno, de ROE_{it} y ROE_{it+1} , respectivamente. Para cada sector j y ejercicio t , $MARG_SEC_{jt}$ es la mediana del margen de las observaciones empresariaño de su sector, siendo el margen el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los ingresos ordinarios; ROT_SEC_{jt} es la mediana de la rotación de las observaciones empresa-año de su sector, siendo rotación el cociente entre los ingresos ordinarios y el activo total al cierre del ejercicio. Para cada firma i y ejercicio t , $MARG_AN_{it}$ es la diferencia entre margen y $MARG_SEC_{jt}$; ROT_AN_{it} es la diferencia entre rotación y ROT_SEC_{jt} ; TAM_{it} es el logaritmo neperiano del valor contable del activo total al cierre del ejercicio; END_{it} es el cociente entre las deudas totales y el valor contable del activo total, ambos tomados al cierre del ejercicio; $VOLAT_{it}$ es la desviación estándar del resultado ordinario después de impuestos deflactado por el valor contable del activo total y computada en los cinco ejercicios precedentes; $CREC_{it}$ es la variación anual operada, en tanto por uno, del activo total al cierre del ejercicio. Todas las variables se expresan en rangos. Errores estándar y covarianzas calculados robustos a la heterocedasticidad, empleando la propuesta de White (1980). La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**) y 99% (***) de probabilidad. Ambos modelos incluyen controles sectoriales y temporales.

$MARG_SEC_{it}$ y ROT_SEC_{it} , sí la posean, puede ser una consecuencia de la diferente estructura de los mercados o del diferente tamaño medio de las empresas de una y otra muestra, dado que las del trabajo de Fairfield *et al.* (2009) son cotizadas.

Así pues, es el componente anormal del margen –que en la tabla 4 anterior se revelaba como la variable de menor persistencia– la variable experimental que muestra una capacidad predictiva muy superior a los restantes, exhibiendo una intensa relación negativa

con la rentabilidad económica. Con respecto a la especificación del modelo [3] en el que ROE_{it+1} es la variable dependiente, los coeficientes de las variables experimentales son todos positivos y significativos, a excepción de $MARG_AN_{it}$, que se mantiene negativo y de nuevo se erige como la de mayor capacidad predictiva. Además, en este caso las variables representativas de los componentes anormales exhiben una capacidad predictiva nítidamente superior a la de los componentes sectoriales. Como en el modelo anterior, las variables de control son significativas, también con el signo pronosticado, el FIV ofrece valores reducidos y el coeficiente de determinación es del 38,3%.

Por tanto, la evidencia aquí recogida confirma la cuarta de las hipótesis enunciadas, confirmando que la capacidad predictiva de los componentes anormales, tanto de margen como de rotación, es superior a la de los componentes sectoriales, y singularmente la del margen anormal. En suma, el análisis empírico ha revelado, en primer lugar, cómo los márgenes son menos persistentes que las rotaciones y cómo sus componentes anormales son, también menos persistentes que los sectoriales; en segundo lugar, cómo los márgenes muestran una capacidad predictiva superior a las rotaciones, siendo este atributo también superior en sus componentes anormales que en sus componentes sectoriales, y por último, que persistencia y capacidad predictiva son características distintas, de manera que la posesión de una no implica la de la otra, y viceversa.

6| EXTENSIONES Y PRUEBAS COMPLEMENTARIAS

Al objeto de profundizar en nuestro análisis empírico, la presente sección recoge los resultados de algunas pruebas complementarias. Así, en primer lugar dividiremos la muestra en cuatro submuestras, cada una de las cuales agrupará las observaciones según el signo de margen y rotación anormal, y emplearemos de nuevo el modelo [3] para analizar la respuesta de las variables experimentales en cada submuestra; en segundo lugar, aplicaremos el modelo [3] a dos submuestras que recogen las observaciones con resultado ordinario positivo y negativo, respectivamente, con el objeto de conocer cómo es la capacidad predictiva de márgenes y rotaciones según el signo del resultado, y finalmente llevaremos a cabo pruebas complementarias para ensayar con especificaciones alternativas de los modelos y verificar que nuestros resultados no están afectados por el efecto de la correlación serial.

6.1. Capacidad predictiva asociada a los signos de margen y rotación

La tabla 7 presenta los resultados de la regresión del modelo [3] tomando ROI_{it+1} como variable dependiente y aplicándolo a cuatro submuestras obtenidas a partir de la muestra total, cada una de las cuales agrupa las observaciones según el signo de márgenes y rotaciones anormales. Así, la primera de las submuestras recoge las observaciones que presentan simultáneamente margen y rotación anormales positivos; la segunda, margen

TABLA 7.- RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DEL MODELO

$$ROI_{it+1} = a + b_1 * MARG_SEC_{jt} + b_2 * MARG_AN_{it} + b_3 * ROT_SEC_{jt} + b_4 * ROT_AN_{it} + d_1 * TAM_{it} + d_2 * END_{it} + d_3 * VOLAT_{it} + d_4 * CREC_{it} + d_5 * ROT_{AN_{it}} + d_6 * DROI_{it} + \varepsilon_{it+1}$$

	SUBMUESTRA 1			SUBMUESTRA 2			SUBMUESTRA 3			SUBMUESTRA 4		
	MARG_AN_{it} > 0; ROT_AN_{it} > 0		COEFICIENTES	MARG_AN_{it} > 0; ROT_AN_{it} < 0		COEFICIENTES	MARG_AN_{it} < 0; ROT_AN_{it} > 0		COEFICIENTES	MARG_AN_{it} < 0; ROT_AN_{it} < 0		COEFICIENTES
	t	t		t	t		t	t		t	t	
Constante	8879,174	8,116 ***	13069,219	14,801 ***	18539,861	18,168 ***	17476,442	19,404 ***				
MARG_SEC_{jt}	0,027	2,996 ***	0,022	3,142 ***	0,030	2,521 ***	-0,007	-0,535				
MARG_AN_{it}	0,120	3,902 ***	-0,049	-2,238 **	-0,096	-3,607 ***	-0,191	-5,630 ***				
ROT_SEC_{jt}	0,038	4,272 ***	0,045	5,117 ***	0,027	3,042 ***	0,047	4,389 ***				
ROT_AN_{it}	0,106	6,032 ***	0,019	1,411	0,038	2,842 ***	0,074	4,704 ***				
TAM_{it}	0,020	3,830 ***	0,015	2,736 ***	-0,005	-0,839	-0,009	-1,164				
END_{it}	-0,172	-26,223 ***	-0,122	-21,420 ***	-0,159	-23,106 ***	-0,112	-14,860 ***				
VOLAT_{it}	-0,052	-6,935 ***	-0,022	-3,563 ***	-0,150	-21,835 ***	-0,167	-20,701 ***				
CREC_{it}	-0,054	-9,025 ***	-0,032	-5,332 ***	-0,012	-1,875 *	-0,023	-3,028 ***				
ROI_{it}	0,660	21,402 ***	0,746	42,593 ***	0,454	24,858 ***	0,498	12,606 ***				
ΔROI_{it}	-0,054	-7,165 ***	-0,053	-8,086 ***	-0,002	-0,318	-0,004	-0,536				
R ² -ajustado		37,8%		45,6%		26,6%		14,4%				
ROI_{it+1} medio		7,77%		5,54%		1,55%		-0,01%				
Observaciones		12,888		15,938		15,992		12,901				

La muestra comprende 57.675 observaciones empres-año de sociedades mercantiles para el periodo 2003-2007, activas, auditadas, no pertenecientes a los sectores financiero y seguros, con cuentas anuales en formato normal y observaciones disponibles en cada ejercicio de los cinco precedentes. Para cada firma i y ejercicios t y $t+1$, ROI_{it} y ROI_{it+1} son el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y el activo total medio del ejercicio; ROT_{it} y ROT_{it+1} son el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los fondos propios medios del ejercicio; $ΔROI_{it}$ y $ΔROI_{it+1}$ son la variación anual, en tanto por uno, de ROI_{it} y ROI_{it+1} , respectivamente; $ΔROE_{it}$ y $ΔROE_{it+1}$ son la variación anual de las observaciones empres-año de su sector, siendo el margen el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los ingresos ordinarios; ROT_SEC_{jt} es la mediana de la rotación de las observaciones empres-año de su sector, siendo rotación el cociente entre los ingresos ordinarios y el activo total al cierre del ejercicio. Para cada firma i y ejercicio t , $MARG_AN_{it}$ es la diferencia entre margen y $MARG_AN_{it+1}$; $MARG_AN_{it}$ es la diferencia entre rotación y ROT_SEC_{jt} ; TAM_{it} es el logaritmo neperiano del valor contable del activo total al cierre del ejercicio; $VOLAT_{it}$ es la desviación estándar del resultado ordinario después de impuestos del factado por el valor contable del activo total y computada en los cinco ejercicios precedentes; $CREC_{it}$ es la variación anual operada, en tanto por uno, del activo total al cierre del ejercicio. Todas las variables se expresan en rangos. Errores estándar y covarianzas calculados robustos a la heterocedasticidad, empleando la propuesta de White (1980). La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**) y 99% (***) de probabilidad. Ambos modelos incluyen controles sectoriales y temporales.

anormal positivo y rotación anormal negativa; la tercera, margen anormal negativo y rotación anormal positiva, y la cuarta y última, margen y rotación anormales negativos. Esta segmentación nos permitirá conocer la capacidad predictiva según las distintas combinaciones margen-rotación.

Una inspección de los coeficientes de las variables experimentales a lo largo de las cuatro submuestras pone de manifiesto cómo $MARG_AN_{it}$ y ROT_SEC_{it} mantienen en todas su significación estadística; en el caso de ROT_SEC_{it} siempre con signo positivo, y en el caso de $MARG_AN_{it}$ con signo negativo, a excepción de la submuestra 1, la que integra las observaciones con márgenes y rotaciones anormales ambos positivos. Por el contrario, la capacidad predictiva de $MARG_SEC_{it}$ desaparece en la submuestra 4, que acoge las observaciones con márgenes y rotaciones anormales de signo negativo, y al mismo tiempo con menor rentabilidad, y la de ROT_AN_{it} se disipa en la submuestra 2. El coeficiente de determinación oscila entre el 45,6% y el 14,4%, siendo superior en las dos submuestras de márgenes anormales positivos.

La variable que presenta una mayor capacidad predictiva vuelve a ser $MARG_AN_{it}$, que en las cuatro submuestras es muy superior a las restantes variables experimentales. Desde nuestro punto de vista, su signo positivo en la submuestra 1, que aglutina a las observaciones correspondientes a las mejores empresas (véase en la tabla cómo los valores medios de ROI_{it+1} y ROE_{it+1} , 7,77% y 18,88%, respectivamente, son los más elevados), es una manifestación de que en las mejores compañías, niveles anormalmente elevados de margen pronostican niveles también elevados de rentabilidad económica, lo que puede estar ocasionada por una elevada persistencia del margen anormal y, en consecuencia, una lenta reversión⁷.

La tabla 8 muestra los resultados obtenidos de la regresión del modelo [3] en las cuatro submuestras, en este caso con ROE_{it+1} como variable dependiente. Ninguna de las variables experimentales mantiene su capacidad predictiva en todas las submuestras, exhibiendo, además, un comportamiento errático a lo largo de ellas. Prácticamente la única lectura que cabe extraer es que ROT_SEC_{it} y $MARG_AN_{it}$ mantienen su significación estadística; en el caso de la primera, con signo positivo y en tres submuestras, y en el caso de la segunda, con signo negativo, y confinada a las submuestras de resultados anormales negativos, indicando así que márgenes negativos guardan una relación inversa con la rentabilidad financiera subsiguiente.

(7) En esta submuestra, el coeficiente β de la regresión $MARG_AN_{it+1} = \alpha + \beta * MARG_AN_{it} + \varepsilon_{it+1}$ arroja un valor de 0,75 ($R^2 = 32,15\%$), lo que indica una persistencia muy superior a la que mostraba $MARG_AN$ en la tabla 4 para la muestra total ($\beta = 0,452$).

TABLA 8.- RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DEL MODELO

	SUBMUESTRA 1				SUBMUESTRA 2				SUBMUESTRA 3				SUBMUESTRA 4			
	MARG_AN _{it} > 0; ROT_AN _{it} > 0		MARG_AN _{it} > 0; ROT_AN _{it} < 0		MARG_AN _{it} < 0; ROT_AN _{it} > 0		MARG_AN _{it} < 0; ROT_AN _{it} < 0		MARG_AN _{it} < 0; ROT_AN _{it} > 0		MARG_AN _{it} < 0; ROT_AN _{it} < 0		MARG_AN _{it} < 0; ROT_AN _{it} < 0		MARG_AN _{it} < 0; ROT_AN _{it} < 0	
	COEFICIENTES	t	COEFICIENTES	t	COEFICIENTES	t	COEFICIENTES	t	COEFICIENTES	t	COEFICIENTES	t	COEFICIENTES	t	COEFICIENTES	t
Constante	2239,260	1,867	*	5431,241	5,616	***	7320,588	5,675	***	5306,218	4,042	***				
MARG_SEC _{jt}	-0,002	-0,196	0,011	1,573	0,019		1,495	0,007		0,448						
MARG_AN _{it}	0,003	0,162	-0,045	-2,659	-0,111		-4,563	-0,157		-5,800	***					
ROT_SEC _{jt}	0,003	0,328	0,031	3,891	0,019		1,882	*		0,039	2,966	***				
ROT_AN _{it}	0,055	4,050	***	0,014	1,206	***	0,005	0,353	0,039	2,229	***					
TAM _{it}	0,038	7,498	***	0,028	5,303	***	0,003	0,5180,011		1,278						
END _{it}	-0,044	-4,318	***	-0,004	-0,542		0,078	8,040	***	0,110	9,418	***				
VOLAT _{it}	-0,039	-5,303	***	-0,008	-1,337		-0,103	-13,591	***	-0,119	-12,547	***				
CREC _{it}	-0,025	-4,145	***	-0,005	-0,959		-0,003	-0,409		-0,020	-2,172	**				
ROE _{it}	0,774	44,465	***	0,710	58,730	***	0,570	44,217	***	0,602	32,052	***				
DROE _{it}	-0,087	-12,784	***	-0,068	-12,069	***	-0,056	-9,316	***	-0,057	-8,506	***				
R ² ajustado		40,6%			46,6%			35,5%			35,0%					
ROI _{t+1} medio		18,38%			12,90%			4,79%			-3,37%					
Observaciones		12,888			15,938			15,992			12,901					

La muestra comprende 57.675 observaciones empres-año de sociedades mercantiles para el periodo 2002-2007, activas, auditadas, no pertenecientes a los sectores financiero y seguros, con cuentas anuales en formato normal y observaciones disponibles en cada ejercicio de los cinco precedentes. Para cada firma *i* y ejercicio *t* y *t+1*, *ROI_{it}* y *ROI_{t+1}* son el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y el activo total medio del ejercicio; *ROE_{it}* y *ROE_{t+1}* son el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los fondos propios medios del ejercicio; *ΔROI_{it}* y *ΔROI_{t+1}* son la variación anual, en tanto por uno, de *ROI_{it}* y *ROI_{t+1}*, respectivamente. Para cada sector *j* y ejercicio *t*, *MARG_SEC_{jt}* es la mediana del margen de las observaciones empres-año de su sector, siendo el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los ingresos ordinarios; *ROT_SEC_{jt}* es la mediana de la rotación de las observaciones empres-año de su sector, siendo rotación el cociente entre los ingresos ordinarios y el activo total al cierre del ejercicio. Para cada firma *i* y ejercicio *t*, *MARG_AN_{it}* es la diferencia entre margen y *MARG_SEC_{jt}*; *ROT_AN_{it}* es la diferencia entre rotación y *ROT_SEC_{jt}*; *TAM_{it}* es el logaritmo neperiano del valor contable del activo total al cierre del ejercicio; *VOLAT_{it}* es la desviación estándar del resultado ordinario después de impuestos deflactado por el valor contable del activo total, ambos tomados al cierre del ejercicio; *CREC_{it}* es la variación anual operada, en tanto por uno, del activo total al cierre del ejercicio. Todas las variables se expresan en rangos. Errores estándar y covarianzas calculados robustos a la heterocedasticidad, empleando la propuesta de White (1980). La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**) y 99% (***). Los modelos incluyen controles sectoriales y temporales.

En suma, la segmentación de la muestra nos ha permitido constatar que la capacidad predictiva de márgenes y rotaciones difiere en función del signo positivo o negativo de los componentes anormales, y así, en cuanto a la predicción de la rentabilidad económica, la rotación sectorial y el margen anormal mantienen su capacidad, mientras que el margen sectorial y la rotación anormal pierden poder predictivo en algunas submuestras. En cuanto al pronóstico de la rentabilidad financiera, de nuevo son la rotación sectorial y el margen anormal los componentes con mayor capacidad de predicción, quedando el margen sectorial y la rotación anormal relegados a un papel residual en algunas submuestras.

6.2. Capacidad predictiva de márgenes y rotaciones asociada al signo del resultado

Con el propósito de analizar si la capacidad predictiva de márgenes y rotaciones varía según el signo del resultado, aplicaremos el modelo [3] a dos submuestras que recogen las observaciones con resultado ordinario después de impuestos positivo y negativo, respectivamente. A diferencia de los trabajos de Fairfield y Yohn (2001), Frankel y Litov (2008), Soliman (2008) y Fairfield *et al.* (2009), hemos mantenido en la muestra las observaciones con resultado ordinario negativo, pues a nuestro parecer ello contribuye a enriquecer el estudio.

La tabla 9 recoge los resultados obtenidos, e indica con claridad cómo la capacidad predictiva de márgenes y rotaciones es distinta en la submuestra de observaciones con resultado positivo a la de resultado negativo. En efecto, para las primeras, todas las variables experimentales son estadísticamente significativas tanto en el modelo en el que ROI_{it+1} es la variable dependiente como en el que utiliza ROE_{it+1} , y, a excepción de $MARG_AN_{it}$ en ambos modelos, todas positivas. En cuanto a la submuestra de resultados negativos, la capacidad predictiva de márgenes y rotaciones es muy similar en el caso de ROE_{it+1} —a excepción de $MARG_SEC_{ji}$, cuya significación desaparece—, pero prácticamente queda disipada en la predicción de ROI_{it+1} .

Así pues, la división de la muestra según el signo del resultado ha revelado cómo para la submuestra de compañías en beneficios se mantiene la evidencia descrita en la tabla 6 en términos cualitativamente idénticos, y para la submuestra de firmas en pérdidas, las variables pronostican la rentabilidad financiera, pero no la rentabilidad económica.

6.3. Pruebas complementarias

Para comprobar que nuestros resultados no se ven afectados por la expresión de las variables en rangos, hemos llevado a cabo la regresión de los modelos [2] y [3] tomando sus valores originales, sin operar ninguna transformación, si bien eliminando las colas superior e inferior del 1% de las variables dependientes. Los resultados obtenidos, no mostrados aquí, son cualitativamente iguales a los de las tablas 5 y 6, por lo que cabe

TABLA 9.- RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DEL MODELO

	ROIORD _{it} > 0				ROIORD _{it} < 0			
	COEFICIENTES	t	COEFICIENTES	t	COEFICIENTES	t	COEFICIENTES	t
Constante	16173,656	42,846 ***	6745,075	15,253 ***	20100,240	14,484 ***	5522,177	4,465 ***
MARG_SEC _{jt}	0,026	5,608 ***	0,018	4,019 ***	-0,010	-0,562	0,019	1,433
MARG_AN _{it}	-0,057	-6,690 ***	-0,065	-9,554 ***	-0,102	-1,115	-0,080	-6,327 ***
ROT_SEC _{jt}	0,034	7,750 ***	0,022	5,143 ***	0,032	2,092 *	0,028	2,054 **
ROT_AN _{it}	0,024	5,829 ***	0,021	5,662 ***	0,086	6,928	0,035	3,086 ***
TAM _{it}	0,008	2,709 ***	0,022	7,390 ***	0,001	0,075	-0,007	-0,609
END _{it}	-0,150	-44,505 ***	0,025	5,863 ***	-0,130	-10,760 ***	-0,162	-14,226 ***
VOLAT _{it}	-0,027	-7,381 ***	-0,043	-12,212 ***	-0,205	-12,845 ***	-0,110	-8,829 ***
CREC _{it}	-0,036	-10,855 ***	-0,017	-5,007 ***	-0,007	-0,537	-0,033	-3,013 ***
X _{it}	0,676	75,482 ***	0,649	103,687 ***	-0,174	-1,225	0,062	5,119 ***
ΔX _{it}	-0,052	-13,871 ***	-0,067	-21,555 ***	-0,009	-0,770	-0,001	-0,075
R ² ajustada		54,2%		46,4%		13,2%		6,3%

La muestra comprende 57.675 observaciones empresa-año de sociedades mercantiles para el periodo 2002-2007, activas, auditadas, no pertenecientes a los sectores financiero y seguros, con cuentas anuales en formato normal y observaciones disponibles en cada ejercicio de los cinco precedentes. Para cada firma *i* y ejercicios *t* y *t+1*, ROI_{it} y ROI_{it+1} son el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y el activo total medio del ejercicio; ROE_{it} y ROE_{it+1} son el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los fondos propios medios del ejercicio; $ΔROI_{it}$ y $ΔROI_{it+1}$ son la variación anual, en tanto por uno, de ROI_{it} y ROI_{it+1} , respectivamente; $ΔROE_{it}$ y $ΔROE_{it+1}$ son la variación anual, en tanto por uno, de ROE_{it} y ROE_{it+1} , respectivamente. Para cada sector *j* y ejercicio *t*, $MARG_SEC_{jt}$ es la mediana del margen de las observaciones empresa-año de su sector, siendo el margen el cociente entre resultado ordinario después de impuestos y los ingresos ordinarios; ROT_SEC_{jt} es la mediana de la rotación de las observaciones empresa-año de su sector, siendo rotación el cociente entre los ingresos ordinarios y el activo total al cierre del ejercicio *t*, $MARG_AN_{it}$ es la diferencia entre margen y $MARG_SEC_{jt}$; ROT_AN_{it} es la diferencia entre rotación y ROT_SEC_{jt} ; TM_{it} es el logaritmo neperiano del valor contable del activo total al cierre del ejercicio; END_{it} es el cociente entre las deudas totales y el valor contable del activo total, ambos tomados al cierre del ejercicio; $VOLAT_{it}$ es la desviación estándar del resultado ordinario después de impuestos deflactado por el valor contable del activo total y computada en los cinco ejercicios precedentes; $CREC_{it}$ es la variación anual operada, en tanto por uno, del activo total al cierre del ejercicio. Todas las variables se expresan en rangos. Errores estándar y covarianzas calculados robustos a la heterocedasticidad, empleando la propuesta de White (1980). La significación estadística se expresa en asteriscos, a niveles superiores al 90% (*), 95% (**) y 99% (***) de probabilidad. Ambos modelos incluyen controles sectoriales y temporales.

deducir que la expresión de las variables en rangos no sólo no afecta al resultado de las estimaciones sino que, adicionalmente, permite la comparación directa de los valores de los coeficientes de las variables.

Adicionalmente, hemos estimado los modelos [2] y [3] controlando simultáneamente en sección cruzada y en serie temporal, aplicando la metodología propuesta por Petersen (2009) y cuya idoneidad ha sido verificada en el ámbito contable por Gow *et al.* (2010)⁸. Con ello comprobaremos la robustez de nuestros resultados ante ambas formas de dependencia. Los resultados obtenidos, no ofrecidos aquí, se mantienen en similares términos a los que hemos documentado en la sección precedente, y confirman que no están afectados por el posible impacto de las correlaciones cruzada y serial⁹.

Aunque toda la literatura sobre persistencia trata esta característica como exógena, y ninguno de los trabajos que versan sobre persistencia abordan el efecto de una posible simultaneidad, hemos verificado, por último, en qué medida los resultados empíricos que hemos documentado a lo largo del trabajo pudieran estar afectados por este problema, que aparecería en el caso de que la variable dependiente y las experimentales estuvieran conjuntamente determinadas, es decir, que estuvieran explicadas por las restantes variables independientes del modelo. Con tal finalidad, hemos procedido a examinar la correlación de las variables experimentales con los residuos de las regresiones, no resultando ser estadísticamente significativas en ningún caso^{10,11}.

7 CONCLUSIONES

El presente trabajo ha tenido por objeto abordar el estudio empírico de la persistencia y capacidad predictiva de los componentes de la rentabilidad, la conocida desagregación en margen y rotación de DuPont. A partir de una amplia muestra de compañías españolas no cotizadas, hemos documentado cómo la persistencia de la rotación es superior a la del margen, siendo ésta más transitoria y mostrando una mayor rapidez de reversión a la media, lo que podría ser la consecuencia, a su vez, de la menor persistencia y velocidad de reversión de su componente anormal. Además, los resultados han puesto de manifiesto cómo los componentes anormales de margen y rotación son menos persistentes que sus componentes sectoriales.

(8) El procedimiento sugerido para su aplicación en el programa Stata puede descargarse de su página web: <http://www.kellogg.northwestern.edu/faculty/petersen/htm/papers/se/cluster2.ado>

(9) Para su verificación por los evaluadores, los anexos 1 y 2 muestran los resultados obtenidos.

(10) Adicionalmente, los modelos [2] y [3] incluyen como variable explicativa la variable dependiente retardada, ROIt y ROEit, cuya presencia supone un control implícito de la posible endogeneidad, como se razona en los trabajos de Klein (2002) y Anderson, Mansi y Reeb (2004) y ha sido aplicado, en España, por Ruiz Barbadillo *et al.* (2006) y Monterrey y Sánchez (2008).

(11) Para su verificación por los evaluadores, el anexo 3 muestran los resultados obtenidos.

Con relación a la capacidad predictiva, nuestros hallazgos confirman que el poder de predicción del margen es más elevado que el de la rotación, aunque su persistencia sea menor. Al separar los componentes sectorial y anormal de margen y rotación se ha puesto de manifiesto cómo los componentes anormales muestran una capacidad predictiva superior a los componentes sectoriales, y asimismo, que una mayor persistencia no implica necesariamente una mayor capacidad predictiva, y viceversa. En su conjunto, los resultados obtenidos permiten afirmar que son similares a los documentados en otros países, si bien la reversión del margen es más lenta en el caso español, posiblemente debido a una menor intensidad competitiva en los mercados.

La realización de análisis complementarios nos ha aportado evidencias adicionales. Hemos constatado, en primer lugar, cómo la capacidad predictiva de márgenes y rotaciones es diferente según el signo positivo o negativo de sus componentes anormales, y en segundo lugar, cómo nuestras variables explicativas mantienen sus propiedades para pronosticar la rentabilidad financiera de empresas en pérdidas, pero no su rentabilidad económica. Además, nuestros hallazgos son robustos y se mantienen controlando simultáneamente en sección cruzada y en serie temporal, sin que quepa sospechar de la posible presencia de endogeneidad y de multicolinealidad.

En definitiva, consideramos que nuestro trabajo constituye una aportación a la investigación española en el ámbito del Análisis de Estados Financieros, al incorporar una evidencia empírica no descrita hasta la fecha en nuestra literatura. No obstante, no podemos concluir nuestro trabajo sin antes manifestar que los resultados que hemos presentado podrían experimentar alguna variación si las variables, particularmente los componentes sectoriales y anormales de margen y rotación, se hubieran construido con una definición alternativa de sector económico. Hemos optado por la más conocida en el panorama español, la CNAE, pero otras clasificaciones sectoriales, como la *Standard Industrial Classification* norteamericana (que *SABI* proporciona) o las propuestas por Fama y French (1997), muy difundidas en la literatura, también podrían haberse empleado.

Por último, no podemos descartar la hipótesis de que la evidencia que hemos obtenido pudiera experimentar alguna modificación en caso de poder contar con subrogados de las barreras de entrada erigidas por las propias empresas para proteger la persistencia de sus márgenes. En este sentido, la información proporcionada por *SABI* no permite conocer el detalle de gastos de investigación y desarrollo o de publicidad, empleadas en otros estudios, lo que constituye una limitación a tener presente.

BIBLIOGRAFÍA

- Abarbanell, J. y Bushee, B. (1997), "Fundamental analysis, future earnings, and stock prices", *Journal of Accounting Research* 35: 1-24.
- Anderson, R.C., Mansi, S.A. y Reeb, D.M. (2004), "Board characteristics, accounting report integrity, and the cost of debt", *Journal of Accounting and Economics* 37: 315-342.
- Baginski, S.P., Lorek, K.S., Willinger, G.L. y Branson, B.C. (1999), "The relationship between economic characteristics and alternative annual earnings persistence measures", *Accounting Review* 74: 105-120.
- Bain J. S. (1951), "Relationship of profit rate to industry concentration in American manufacturing 1936-1940", *Quarterly Journal of Economics* 65: 293-324.
- Barnes, P. (1982), "Methodological implications of non-normality distributed financial ratios", *Journal of Business, Finance & Accounting* 9: 51-62.
- Brooks, L.D. y Buckmaster, D.A. (1976), "Further evidence on the time series properties of accounting income", *Journal of Finance* 31: 1359-1373.
- Collins, D.W. y Hribar, P. (2002), "Errors in estimating accruals: Implications for empirical research", *Journal of Accounting Research* 40: 105-134.
- William S. Comanor, W.S. (1967): "Market structure, product differentiation, and industrial research", *Quarterly Journal of Economics* 81: 639-657.
- Cubbin, J. Geroski, P.A. (1987), "The convergence of profits in the long run: Inter-firm and inter-industry comparisons", *Journal of Industrial Economics* 35: 427-442.
- Dechow, Patricia M. (1994), "Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance. The role of accounting accruals", *Journal of Accounting and Economics* 18: 3-42.
- Dechow, P.M. y Dichev, I.D. (2002), "The quality of accruals and earnings: The role of accruals estimation errors", *Accounting Review* 77 (suplemento): 35-59.
- Dichev, I.D. y Tang, V.W. (2008), "Earnings volatility and earnings predictability", *Journal of Accounting and Economics* 47: 160-181.
- Fairfield, P.M. y Yohn, T.L. (2001), "Using asset turnover and profit margin to forecast changes in profitability", *Review of Accounting Studies* 6: 371-385.
- Fairfield, P.M., Ranmath, S. y Yohn, T.L. (2009), "Does industry-level analysis improve profitability and growth forecasts?", *Journal of Accounting Research* 47: 147-178.
- Fairfield, P.M., Whisenant, S. y Yohn, T.L. (2003), "Accrued earnings and growth: Implications for earnings persistence and market mispricing", *Accounting Review* 78: 353-371.
- Fama, E.F. y French, K.R. (2000), "Forecasting profitability and earnings", *Journal of Business* 73: 161-175.
- Fama, E.F. y French, K.R. (1997), "Industry cost of equity", *Journal of Financial Economics* 43: 153-193.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P. y Schipper, K. (2004), "Costs of equity and earnings attributes", *Accounting Review* 79: 967-1010.

- Frankel, R. y Litov, L. (2008), "Earnings persistence", *Journal of Accounting and Economics* 47: 182-190.
- Freeman, R.N., Ohlson, J.A. y Penman, S.H. (1982), "Book rate-of-return and prediction of earnings changes: An empirical investigation", *Journal of Accounting Research* 20: 639-653
- Geroski, P.A. y Jacquemin, A. (1988), "The persistence of profits: A European comparison", *The Economic Journal* 98: 375-389.
- Giacomini, R. y White, H. (1996), "Tests of conditional predictive ability", *Econometrica* 74: 1545-1578.
- Gow, I.D., Ormazábal, G. y Taylor, D.J. (2010), "Correcting for cross-sectional and time-series dependence in accounting research", *Accounting Review* 85, 483-512.
- Íñiguez, R. y Poveda, F. (2008), "Persistencia del resultado contable y sus componentes: implicaciones de la medida de ajustes por devengo", *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 37, 33-61.
- Jacobson, R. (1988), "The persistence of abnormal returns", *Strategic Management Journal* 9: 415-430.
- Kim, M.S. y Kross, W. (2005), "The ability of earnings to predict future operating cash flows has been increasing – not decreasing", *Journal of Accounting Research* 43: 753-780.
- Klein, A. (2002), "Audit committees, board of director characteristics and earnings management", *Journal of Accounting and Economics* 33: 375-400.
- Lev, B. y Sunder, S. (1979), "Methodological issues in the use of financial ratios", *Journal of Accounting and Economics* 1: 319-345.
- Lev, B. y Thiagarajan, S.R. (1993), "Fundamental information analysis", *Journal of Accounting Research* 31: 190-215.
- Mark, N.C. (1995), "Exchange rates and fundamentals: Evidence on long-horizon predictability", *American Economic Review* 85: 201-218.
- Meese, R. y Rogoff, K. (1988), "Was it real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period", *Journal of Finance* 43: 933-948.
- Minton, B.A., Schrand, K.M. y Walther, B.R. (2002), "The role of volatility in forecasting", *Review of Accounting Studies* 7: 195-215.
- Monterrey, J. y Sánchez Segura, A. (2008), "Gobierno Corporativo y calidad de la información contable: evidencia empírica española", *Revista de Contabilidad* 11: 65-98.
- Mueller, D.C. (1977), "The persistence of profits above the norm", *Economica* 44: 369-80.
- Mueller, D.C. (1986): *Profits in the Long Run*, Cambridge University Press.
- Nissim, D. y Penman, S.H. (2001), "Ratio analysis and equity valuation: From research to practice", *Review of Accounting Studies* 6: 109-154.
- Petersen, M., 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22, 435-480.
- Pivetta, F. y Reis, R. (2007), "The persistence of inflation in the United States", *Journal of Economic Dynamics and Control* 31: 1326-1358.

- Reverte, C. (2002), "Evidencia empírica sobre la utilidad de la información financiera para la predicción de los resultados futuros", *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 31: 189-224.
- Richardson, S.A., Sloan, R.G., Soliman, M.T. y Tuna, I. (2005), "Accrual reliability, earnings persistence and stock prices", *Journal of Accounting and Economics* 39: 437-485.
- Ruiz Barbadillo, E., Gómez Aguilar, N. y Carrera Pena, N. (2006), "Evidencia empírica sobre el efecto de la duración del contrato en la calidad de la auditoría: análisis de las medidas de retención y rotación obligatoria de auditores", *Investigaciones Económicas* 30(2): 283-316.
- Sánchez Segura, A. (1994), "La rentabilidad económica y financiera de la gran empresa española: Análisis de los factores determinantes", *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 24: 159-179.
- Selling, T.I. y Stickney, C.P. (1989), "The effects of business environment and strategy on a firm's rate of return on assets", *Financial Analysts Journal* 45: 43-52.
- Sloan, R.G. (1996), "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?", *Accounting Review* 71: 289-315.
- Schmalensee, Richard (1985), "Do markets differ much?", *American Economic Review* 75: 341-351.
- Soliman M.T. (2004), "Using industry-adjusted DuPont analysis to predict future profitability", documento de trabajo, Stanford University.
- Soliman, M.T. (2008), "The use of DuPont analysis by market participants", *Accounting Review* 82: 3-53.
- Stigler, G.J. (1963): *Capital and rates of return in manufacturing industries*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Watts, R.L. y Zimmerman, J.L. (1978), "Towards a positive theory of the determination of accounting standards", *Accounting Review* 53: 112-134.
- White, H. (1980), "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica* 48: 817-838.
- Xie, H. (2001), "The mispricing of abnormal accruals", *Accounting Review* 76: 357-373.