

LAS CARACTERÍSTICAS SOCIOECONÓMICAS COMO INCENTIVOS PARA LA INFORMACIÓN FINANCIERA: EVIDENCIA EMPÍRICA ESPAÑOLA

JUAN MONTERREY
AMPARO SÁNCHEZ-SEGURA
Universidad de Extremadura

El presente trabajo tiene por objeto dar a conocer el efecto de las circunstancias socioeconómicas en la calidad de la información financiera. Aunque las normas contables han sido consideradas como su determinante primordial, la reciente evidencia demuestra cómo la infraestructura institucional y la existencia de incentivos adicionales ejercen asimismo un significativo efecto sobre la calidad de la información. Nuestro trabajo profundiza en los segundos y muestran cómo diferentes circunstancias económicas y culturales conducen a las empresas a mostrar una calidad contable también diferente, siendo ésta mayor cuanto más favorable es el contexto socioeconómico de la región en la que se localizan.

Palabras clave: Dirección de resultados, características socioeconómicas.

(JEL M41, Z13)

1. Introducción

El presente trabajo tiene por objeto dar a conocer el destacado papel de las circunstancias socioeconómicas como incentivo para la calidad de la información financiera. Aunque tradicionalmente las normas contables han sido consideradas en la literatura como su determinante primordial, la evidencia empírica documentada en recientes trabajos (Ball *et al.*, 2000; Leuz *et al.*, 2003; Bushman *et al.*, 2004; Ball y Shivakumar, 2005) demuestra cómo este atributo depende de algo más que de las propias normas, y cómo la infraestructura institucional –grado

Agradecemos los comentarios y sugerencias de Manuel García-Ayuso y Julián Ramajo, de los dos evaluadores anónimos y de Antonio Cabrales (director), quienes han contribuido a enriquecer significativamente el contenido de este trabajo. Los errores subsistentes son de nuestra exclusiva responsabilidad.

de protección de los inversores, la presión ejercida desde los mercados de capitales, tipo de sistema legal, nivel de cumplimiento de las normas, etc.— ejerce también un significativo efecto sobre la calidad contable. Asimismo, Ball *et al.* (2003) y Burgstahler *et al.* (2006) complementan las aportaciones de los trabajos anteriores, destacando, en efecto, la existencia de incentivos que adicionalmente se erigen como factores determinantes de aquélla. La principal lectura de todo ello es que la calidad de las normas, obviamente, es una condición necesaria, pero no suficiente por sí misma para garantizar la mejor información financiera: la cuestión que nosotros queremos destacar en este trabajo es que buenas normas no siempre conducen a buenas prácticas. Es preciso contar, también, con el soporte institucional y los incentivos adecuados.

Nuestro estudio encuentra su motivación en la creciente importancia de los incentivos educacionales y culturales como factores explicativos de las decisiones económicas. En los últimos años se ha documentado con precisión la existencia de diferencias sistemáticas en las preferencias de los individuos, que tienen su explicación en el legado de valores sociales y culturales que han recibido, hallazgos que en opinión de Stulz y Williamson (2003) no pueden ser ignorados y deben incorporarse al análisis económico. Así pues, nuestro trabajo se inserta en este contexto y contribuye a la literatura demostrando la necesidad de considerar los factores socioeconómicos como representativos del escenario en el que la información financiera es elaborada y comunicada a los usuarios. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto cómo los diferentes niveles de riqueza y cultura de cada Comunidad Autónoma conducen a las empresas a una calidad contable también diferente, y así, el estatus socioeconómico presenta una relación positiva y significativa con el grado de calidad contable de cada región, al inducir mejores prácticas y por tanto información con un menor grado de manipulación.

También nuestro país presenta a lo largo de su territorio notables diferencias en niveles de educación y cultura. Si bien la sociedad española ha sido hasta la fecha étnicamente muy homogénea, las diferencias culturales regionales, en opinión de Borja y Castells (1997), marcan territorialmente tradiciones y formas de vida específicas que se reflejan en patrones de comportamiento diversos. En este sentido, Serrano (1999) pone de manifiesto cómo existen marcadas diferencias entre los niveles educativos de las regiones, que conducen a diferencias también notables en dotación de capital humano. Esta diversidad económica

y educacional entre las Comunidades Autónomas es la que nos va a permitir abordar un estudio de esta naturaleza.

El resto del trabajo se organiza como sigue. La Sección 2 recoge la discusión de los elementos conceptuales del estudio, el diseño de la investigación y la construcción de las variables a utilizar en el estudio; la Sección 3 describe la muestra y sus principales características; la Sección 4 presenta y analiza los resultados empíricos obtenidos; la Sección 5 aborda el análisis de sensibilidad de los resultados, y finalmente la Sección 6 sintetiza nuestras principales conclusiones.

2. Elementos conceptuales y diseño de la investigación

2.1 Determinantes socioeconómicos de la calidad de la información contable

Como hemos expuesto, la idea central de nuestro trabajo es que la calidad contable es la resultante tanto de las características propias de cada compañía como de factores reguladores, institucionales y socioeconómicos, que combinándose entre sí generan una información contable cuya calidad es específica para cada firma. Así, permaneciendo constantes la regulación contable y el entorno institucional, *ceteris paribus*, las circunstancias socioeconómicas de un territorio, junto a las características corporativas de cada empresa, explicarían la calidad de la información contable de éstas.

El modo en el que el nivel socioeconómico afecta a la demanda de calidad contable puede describirse de la manera siguiente. En primer lugar, y como pone de manifiesto una literatura cada vez más creciente, las interacciones sociales afectan a una amplia variedad de decisiones económicas; de ahí que el activismo empresarial tenga mucho que ver con actitudes sociales de grupo. Por ejemplo, Gianneti y Simonov (2004) documentan cómo los individuos emprenden actividades empresariales allí donde hay empresarios, incluso si los beneficios obtenidos a través de esta actividad son más reducidos que los obtenidos en otras actividades alternativas, y documentan, para el caso de Suecia, una mayor concentración de la actividad empresarial en municipios con mayor especialización empresarial. Hong *et al.* (2004) ponen de manifiesto cómo la participación de los inversores en los mercados de capitales está claramente influida por la interacción social, y Guiso *et al.* (2004) han demostrado, para el caso de Italia, cómo los valores culturales afectan a la decisión de ser empresario.

La idea común que subyace en los trabajos mencionados es que la utilidad de una decisión económica depende no solamente de su contrapartida monetaria y del esfuerzo necesario para conseguirla, sino también de la medida en que dicha decisión económica es aceptada en la comunidad donde viven los individuos. Ello también favorece que unos individuos se beneficien de la experiencia de otros de su comunidad y se creen sólidas y arraigadas normas sociales y actitudes comunes¹. Por esta razón, pensamos que la información contable de calidad pudiera ser una prolongación lógica de la actividad empresarial entendida como norma social, de modo que en aquellas regiones en las que existe una actitud empresarial más marcada, aquélla será un valor a conservar.

Ahora bien, puede que no sólo la actividad empresarial sea la característica regional que explique la calidad de la información contable. Como han puesto de manifiesto Krueger y Lindahl (2001), nivel educativo y nivel económico se encuentran estrechamente interrelacionados, y así, en regiones emprendedoras, si dicho activismo no va acompañado de un cierto nivel de educación y cultura, la calidad contable podría ser más reducida. La lógica de nuestro razonamiento es la siguiente: dado que la educación afecta positivamente al *stock* de conocimiento disponible en una comunidad, el grado de formación refuerza la habilidad gerencial y el convencimiento de la importancia de la calidad de información. En consecuencia, la hipótesis nula que será objeto de contraste empírico en este trabajo puede formularse en los términos siguientes:

HIPOSTESIS 0 (H_0) *La calidad de la información contable de las empresas españolas no está determinada por los factores económicos, sociales y culturales de la región en la que están localizadas*

2.2 Entorno institucional y características corporativas

Una importante ventaja de nuestro estudio es que el hecho de estar referido a compañías no cotizadas pertenecientes al mismo país permite un control natural de cualquier efecto del entorno institucional y de las normas contables sobre la calidad de su información. De este modo, sólo es preciso controlar las características corporativas para analizar las consecuencias que el nivel socioeconómico de cada región impone

¹Algunos trabajos, como el de Akerlof (1980), han demostrado cómo las normas sociales pueden afectar a fenómenos como el desempleo, e incluso explicarlo.

sobre la calidad contable, que en este estudio serán tamaño, endeudamiento, crecimiento, sector, estructura de propiedad, rentabilidad y monitorización por el auditor, elementos potencialmente determinantes de la calidad contable.

Con relación al tamaño, Ball y Shivakumar (2005) sostienen que la dimensión empresarial está asociada a una mayor desconexión entre contabilidad y fiscalidad, y Hope (2003) considera que la demanda de información guarda una relación directa con el tamaño; así pues, las posibles diferencias en la dimensión empresarial pueden explicar diferencias en la calidad de sus resultados. En cuanto al endeudamiento, Bowen *et al.* (2004) argumentan que puede existir una relación positiva entre ésta y la discrecionalidad contable, y por tanto negativa entre endeudamiento y calidad contable, ya que dicha discrecionalidad es un recurso que se ejercita para evitar escenarios adversos con los acreedores financieros. Por tanto, empresas con mayor endeudamiento tendrían una menor propensión a mostrar resultados de calidad.

La tercera variable a controlar es el crecimiento, y así, Bowen *et al.* (2004) consideran que las firmas en crecimiento tienen incentivos para presentar resultados cuyo nivel sea acorde con la capacidad de reembolso de deudas que se espera de ellas, y de volatilidad moderada para relajar la percepción externa de riesgo y evitar incrementos en su coste de capital. En consecuencia, la calidad contable podría ser más reducida en las empresas con mayores tasas de crecimiento. Respecto a la estructura de propiedad, Ball *et al.* (2000) y Burgstahler *et al.* (2006) razonan cómo en contextos de propiedad dispersa existe una menor posibilidad de acceder a la información interna y mayores asimetrías de información entre internos y externos, lo que explica que la demanda de información contable aumente como mecanismo para mitigar este problema, ya que no hay otros vehículos alternativos de comunicación de la información. Por el contrario, en estructuras de propiedad concentradas la información circula con mayor fluidez entre los propietarios y los desequilibrios informativos son mucho más reducidos, resolviéndose de manera generalmente privada; por ello es posible que exista una relación directa entre el grado de dispersión de la propiedad empresarial y calidad contable.

La rentabilidad también es una característica a controlar, ya que la evidencia empírica aportada por Kothari *et al.* (2005) es concluyente acerca de la necesidad de introducir esta variable en estudios de dirección de resultados, ya que si no se somete a control podrían pro-

ducirse problemas de especificación. En nuestro caso, es previsible que mayores niveles de rentabilidad hagan menos necesarias las prácticas de dirección de resultados y ello permita una mejor calidad contable, siendo innecesaria la alteración de éstos con el propósito de evitar pérdidas (Burgstahler y Dichev, 1997); pero también cabe razonar del modo opuesto: las compañías con elevadas rentabilidades tendrán una mayor propensión a *guardar* resultados cuando éstos alcancen niveles significativos, lo que permite mostrar una serie histórica de resultados estable y de volatilidad reducida, al tiempo que la reducción de costes fiscales podría tratarse, en firmas de elevada rentabilidad, en un objetivo de primer orden (Graham, 2003) que incentivase su manipulación. En consecuencia, no haremos predicción alguna acerca del signo de este atributo corporativo.

Otra circunstancia que potencialmente puede afectar a la calidad contable es el hecho de que las cuentas anuales estén sometidas a auditoría. Una creencia ampliamente compartida en toda la literatura contable es que la calidad de la información financiera guarda una estrecha relación con la calidad del trabajo del auditor, si bien ésta, al no ser observable externamente, debe ser aproximada mediante subrogados. Desde el trabajo seminal de DeAngelo (1981), una asunción generalizada es que la calidad del auditor es un atributo que puede definirse en términos de reputación, que DeFond *et al.* (2002) definen como la capacidad para obtener nuevos clientes al mismo tiempo que se retienen los existentes. De aquí que las firmas con mayor participación en el mercado serán las más reputadas, y por tanto las asociadas a una calidad como auditores, y las que en último extremo favorecerán una mayor calidad contable de sus clientes.

Por último, también nos parece oportuno controlar la pertenencia sectorial de las empresas, y ello porque las compañías industriales tienen más recursos manipuladores que las comerciales (menos intensivas en inmovilizados), y las comerciales, a su vez, más que las del sector servicios (sin inventarios). En consecuencia, las diferencias en calidad contable podrían estar explicadas, en alguna medida, por la diferente filiación sectorial de las empresas.

2.3 Implementación empírica de la calidad contable: el alisamiento de resultados

El concepto de calidad contable tiene varias dimensiones y manifestaciones, y para su análisis empírico se han empleado diferentes aproxi-

maciones. Así, se ha utilizado la relevancia valorativa de la información (Alford *et al.*, 1993; Ali y Hwang, 2001; Hung, 2001), el grado de conservadurismo y puntualidad de la información (Ball *et al.*, 2000; Ball y Shivakumar, 2005), la calidad de los ajustes por devengo (Dechow y Dichev, 2002; Francis *et al.*, 2005), la dirección de resultados (Bhattacharya *et al.*, 2003), Leuz *et al.*, 2003; Burgstahler *et al.*, 2006) o la transparencia corporativa (Bushman, *et al.*, 2004).

Como seguidamente razonaremos, nuestra medida empírica de la calidad de los resultados está relacionada con su grado de manipulación, de modo que una mayor alteración de éstos estará asociada a una menor calidad, y viceversa. Hemos optado por evitar medidas empíricas que requieran el examen de los ajustes por devengo anormales, y ello debido fundamentalmente a que en España, y muy especialmente en el segmento de las compañías de menor tamaño, los ajustes por devengo, que son el instrumento más empleado para el análisis de la calidad contable en compañías cotizadas, no constituye el único recurso de manipulación contable: así Alañón y Gómez (2003) han estimado que la economía sumergida española representaba en 2001 el 20,1% del PIB. Todo ello nos conduce a pensar que el empleo de medidas de manipulación basadas en el análisis de los ajustes por devengo discrecionales no parece aconsejable en un trabajo de estas características, centrado en el contexto de empresas no cotizadas y de dimensión más reducida.

Nuestra medida empírica de la calidad contable será su grado de alisamiento, práctica que consiste en reducir el nivel de aquéllos en los mejores ejercicios y elevándolos en los adversos. El reciente e importante trabajo de Graham *et al.* (2005) pone de manifiesto que una aplastante mayoría de ejecutivos prefiere resultados alisados en lugar de volátiles, pues la dispersión induce un perfil de riesgo mayor que la estabilidad, al tiempo que favorece la predicción de resultados futuros y traslada a los usuarios una tranquilizadora idea de estabilidad. Para ello, vamos a definir el alisamiento como el cociente entre la desviación estándar, tomando los cinco años precedentes, del resultado neto del ejercicio (incluidos los resultados extraordinarios) y el *cash flow* de operaciones (definido en el Apéndice A), ambos deflactados por el activo total. Esta medida ya ha sido empleada en estudios muy recientes, como los de Burgstahler *et al.* (2006), Francis *et al.* (2004), y Leuz *et al.* (2003), ya que la relación existente entre los resultados y su componente monetario indicará en qué medida éstos y los *cash flows* subyacentes son diferentes. Por tanto, cuanto más se haya en-

mascarado la oscilación natural del resultado de las operaciones de la empresa, menor será la desviación estándar del resultado neto del ejercicio con relación a la volatilidad del *cash flow* y menor será el *ratio*, cuyo valor numérico, en consecuencia, guardará una relación *directa* con la calidad del resultado.

2.4 *Indicadores socioeconómicos y variables de control*

Para representar el nivel socioeconómico de la Comunidad Autónoma en la que cada empresa tiene su domicilio emplearemos dos variables; la primera de ellas es el logaritmo de la renta *per cápita* promedio para el periodo 2000-2004 (*RPC*), y representa el activismo empresarial de cada región; Baumol (1990) y Murphy *et al.* (1991) consideran que las diferencias de riqueza entre países y regiones están principalmente determinadas por el distinto dinamismo empresarial.

La segunda es un indicador del nivel socioeconómico de cada región española (*SEC*), que hemos construido combinando la renta *per cápita* regional (*RPC*) y un índice agregado del nivel educativo y cultural de la población residente en cada Comunidad Autónoma (*EDC*), elaborado por La Caixa y que agrupa diferentes dimensiones de esta característica regional². El mencionado índice se construye con base en el método DP2, desarrollado por Pena (1979) y definido en el Apéndice A. Finalmente, el nivel de renta y el de educación y cultura se combinan para formar el de indicador socioeconómico (*SEC*), definido como el promedio de los rangos de renta *per cápita* (*RPC*) y de educación y cultura (*EDC*), expresando su valor numérico una relación directa con el estatus socioeconómico de cada Comunidad Autónoma. La razón de combinar el nivel económico y desarrollo educativo en una única variable obedece a la idea de que la calidad contable no sólo se propicia en un entorno de activismo empresarial que pretende ser capturado por la posición de renta; es preciso, además, complementarlo con el nivel educativo y cultural. De hecho, pueden existir regiones con elevada renta, pero cuyo insuficiente grado de formación limite la calidad contable; de aquí que consideremos que la riqueza regional podría ser una condición necesaria, pero no suficiente, para explicar aquélla. Y su

²La razón de emplear un índice agregado se debe a la dificultad, resaltada en la literatura sobre la cuestión (Krueger y Lindahl, 2001), de representar todas las dimensiones del nivel educativo y cultural a través de una o más variables simples, debido a los problemas de aditividad de éstas y a la dificultad de ponderar cada una de ellas para obtener el indicador final agregado.

vez, el grado de educación y cultura, en regiones en las que las iniciativas empresariales no formen parte de las normas sociales aceptadas, pudiera no explicar por sí mismo la calidad contable.

Con respecto a las variables de control y como se ha discutido con anterioridad, nuestros resultados empíricos pueden verse afectados por el hecho de que las características corporativas de cada empresa que la literatura recoge como determinantes de la elección contable sean distintas. Para controlar su posible impacto introduciremos variables representativas del tamaño, endeudamiento, crecimiento, sector, estructura de propiedad, rentabilidad y ser o no una empresa auditada por una gran firma, todas ellas definidas en el Apéndice A.

Con todos estos elementos, el contraste de la hipótesis antes enunciada se abordará mediante la estimación de los parámetros del modelo siguiente:

$$Q_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 REG_k + \alpha_3 TAM_{it} + \alpha_4 END_{it} + \alpha_5 CREC_{it} + [1] \\ + \alpha_7 ROI_{it} + \alpha_8 AUDIT_{it} + \sum_{j=1}^{10} SECTOR_j + \varepsilon_{it}$$

En el que para la empresa i y ejercicio t , REG_k es la variable experimental que representará, alternativamente, los niveles de renta (RPC_k) y socioeconómico (SEC_k) de la región k en la que se ubica cada empresa; las restantes variables, como ya se ha comentado, controlan determinadas características que son potenciales determinantes de la calidad contable.

3. Muestra y estadísticos descriptivos

Basándonos en los requerimientos que se describen a continuación, la muestra ha sido obtenida de la información disponible para España de la base *Bureau van Dijk* (Sabi) en enero de 2006 y está formada por un panel completo de 12.199 empresas españolas no financieras ni aseguradoras, sin cotización bursátil, domiciliadas en las 17 Comunidades Autónomas para el periodo 2000-2004³, cuyos datos están disponibles para los últimos diez ejercicios (1995-2004), lo que da lugar a un total de 60.995 observaciones empresa-año. Se han excluido de la muestra las observaciones con datos ilegibles o perdidos, así como las compañías incluidas en los CNAE 73 y 74 (investigación y desarrollo y

³Dado el escaso número de observaciones disponibles, se han excluido las empresas localizadas en las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla.

otros sectores empresariales, respectivamente), por tratarse de sectores especialmente heterogéneos.

Dado que *Bureau van Dijk* (Sabi) permite conocer si una firma es cotizada, filial de cotizada o filial de un grupo de sociedades, se han excluido de la muestra las compañías cotizadas, sus filiales y las filiales de grupos, debido al diferente papel que la información contable desempeña en las firmas cotizadas respecto de las no cotizadas (Ball y Shivakumar, 2005; Burgasthaler *et al.*, 2006) y a que las filiales de grupos no determinan de manera autónoma sus políticas contables, siendo éstas en muchos casos trazadas desde regiones distintas a donde están geográficamente localizadas. Finalmente, y por esta última razón, también se han eliminado de la muestra las empresas extranjeras, considerando como tales aquéllas en las que su matriz tiene al menos el 51% del capital social. Tras cumplimentar todas las condiciones requeridas a la muestra, hemos eliminado las observaciones del 1% superior e inferior.

La muestra final oscila entre las 146 empresas de la región de Cantabria y las 7315 de Cataluña. El Cuadro 1 muestra los indicadores del nivel socioeconómico de las Comunidades Autónomas. La renta *per cápita* se representa en forma logarítmica y es la expresión, en euros constantes, de los promedios regionales para el periodo 2000-2004, y el índice de educación y cultura, cuyo rango de valores oscila entre 1 (menor nivel) y 10 (mayor nivel), clasifica esta característica de cada región. El indicador del nivel socioeconómico de cada Comunidad Autónoma (SEC) es el rango medio de la renta *per cápita* (RPC) y del índice de educación y cultura de cada región (EDC). Como se deduce del cuadro, se aprecian diferencias muy importantes entre las distintas regiones, y así, mientras Navarra, Madrid, Euskadi y Cataluña lideran todos los índices, Extremadura y Andalucía son las que presentan un mayor retraso. Finalmente, el Cuadro 2 muestra los estadísticos descriptivos de la muestra.

CUADRO 1
Indicadores regionales de renta, de educación y cultura
y de nivel socioeconómico

Regiones	Valores		Rangos		Indicador del nivel socio-económico (rango medio) (SEC)
	Renta per cápita (Ln)	Índice de educación y cultura	Rangos de renta per cápita (RPC)	Rangos de educación y cultura (EDC)	
Andalucía	9,489	4	2	3,5	2,75
Aragón	9,831	7	11	11,0	11,00
Asturias	9,612	6	6	8,5	7,25
Baleares	9,941	5	13	6,0	9,50
Canarias	9,711	7	8	11,0	9,50
Cantabria	9,734	9	10	14,5	12,25
Castilla-La Mancha	9,529	6	3	8,5	5,75
Castilla-León	9,690	2	7	1,0	4,00
Cataluña	9,967	9	14	11,0	12,50
Comunidad Valenciana	9,725	5	9	6,0	7,50
Euskadi	9,986	9	15	14,5	14,75
Extremadura	9,340	3	1	2,0	1,50
Galicia	9,530	5	4	6,0	5,00
Madrid	10,065	9	17	14,5	15,75
Murcia	9,601	4	5	3,5	4,25
Navarra	10,011	10	16	17,0	16,50
Rioja	9,878	7	12	11,0	11,50

CUADRO 2
Estadísticos descriptivos de las variables cuantitativas

	Media	Desviación estándar	Percentiles		
			25%	50% (mediana)	75%
Q_{it}	0,166	0,223	0,048	0,108	0,213
RPC_{it}	9,744	0,211	9,330	9,725	9,658
SEC_{it}	8,897	4,630	4,500	9,500	14,250
TAM_{it}	8,369	1,348	7,400	8,185	9,168
END_{it}	0,563	0,214	0,406	0,587	0,733
$CREC_{it}$	0,172	9,341	-0,038	0,051	0,153
$PROP_{it}$	2,600	0,641	2,000	3,000	3,000
ROI_{it}	0,045	0,076	0,012	0,034	0,070

4. Resultados empíricos

4.1 Análisis univariante

El Cuadro 3 recoge el análisis univariante, en rangos de Spearman, del índice de calidad del resultado, los indicadores regionales y las variables de control. La primera lectura que se deduce de su contenido es que la calidad del resultado (Q) y las variables experimentales, RPC_{it} y SEC_{it} , presentan una relación positiva, en torno a 0.07, y estadísticamente muy significativa ($p < 0.01$). Así pues, y en términos univariantes, nuestros resultados ponen de manifiesto cómo tanto el nivel de renta como el combinado de riqueza y educación y cultura (socioeconómico) de las regiones españolas, afectadas de idéntico modo por la regulación contable y las circunstancias institucionales, se erigen como factores determinantes de la calidad de la información financiera. También parece oportuno destacar la elevada correlación existente ambos indicadores regionales.

CUADRO 3
Correlaciones (Spearman) entre variables
(valores p entre paréntesis)

	RPC_k	SEC_k	TAM_{it}	END_{it}	$CREC_{it}$	$PROP_{it}$	ROI_{it}	$AUDIT_{it}$
Q_{it}	0,073 (0,000)	0,079 (0,000)	0,001 (0,844)	-0,252 (0,000)	-0,018 (0,000)	0,012 (0,002)	0,146 (0,000)	0,065 (0,000)
RPC_{it}	1,000	0,985 (0,000)	0,109 (0,000)	-0,051 (0,000)	0,006 (0,165)	0,081 (0,000)	0,035 (0,000)	0,146 (0,000)
SEC_{it}		1,000	0,112 (0,000)	-0,057 (0,000)	0,006 (0,110)	0,080 (0,000)	0,039 (0,000)	0,147 (0,000)
TAM_{it}			1,000	0,162 (0,000)	0,112 (0,000)	0,040 (0,000)	0,060 (0,000)	0,434 (0,000)
END_{it}				1,000	0,139 (0,000)	0,025 (0,000)	-0,393 (0,000)	0,038 (0,000)
$CREC_{it}$					1,000	0,010 (0,011)	0,185 (0,000)	0,041 (0,000)
$PROP_{it}$						1,000	0,010 (0,015)	0,178 (0,000)
ROI_{it}							1,000	0,052 (0,000)

En cuanto a las correlaciones existentes entre la variable dependiente y las de control, éstas, salvo el tamaño, exhiben relaciones estadísticamente significativas con la calidad contable, y así, mientras el endeudamiento y el crecimiento guardan una relación negativa, el grado de dispersión de la propiedad, la rentabilidad y el hecho de que las cuentas

anuales sean revisadas por un auditor de calidad muestran una relación positiva, de conformidad con nuestros pronósticos. Adicionalmente, el análisis univariante ofrece otras lecturas muy interesantes, pudiendo comprobarse cómo los dos indicadores socioeconómicos muestran una relación positiva y significativa con el tamaño, el grado de dispersión de la propiedad o la rentabilidad, y negativa con el endeudamiento.

CUADRO 4
Resultados de la regresión del modelo

$$Q_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 REC_{it} + \alpha_3 TAM_{it} + \alpha_4 END_{it} + \alpha_5 CREC_{it} + \alpha_6 PROP_{it} + \alpha_7 ROI_{it} + \alpha_8 AUDIT_{it} + \sum_{j=1}^{10} SECTOR_j + \varepsilon_{it} (*)$$

Estadístico *t* entre paréntesis, y errores estándar y covarianzas calculados robustos a la heterocedasticidad, empleando la propuesta de White (1980). Los asteriscos indican variables significativas a niveles del 10% (*), 5% (**) y 1%(***)

	Signo esperado	Modelo 1 (efectos fijos)	Modelo 2 (efectos fijos)	Modelo 3 (Fama-MacBeth)
<i>Constante</i>		0.009 (0.217)	0.190 *** (23.978)	-0.014 (-0.486)
<i>RPC_k</i>	(+)	0.009 *** (4.322)		0.023 *** (6.462)
<i>SEC_k</i>	(+)		0.001 *** (2.961)	
<i>TAM_{it}</i>	(+)	0.003 *** (3.507)	0.003 *** (3.598)	0.003 *** (2.598)
<i>END_{it}</i>	(-)	-0.133 *** (-29.527)	-0.133 *** (-29.623)	-0.161 *** (-5.234)
<i>CREC_{it}</i>	(-)	-0.001 *** (2.947)	-0.001 *** (2.945)	-0.001 (-0.500)
<i>PROP_{it}</i>	(+)	0.001 (0.547)	0.001 (0.612)	0.002 (0.220)
<i>ROI_{it}</i>	(?)	0.215 *** (17.555)	0.215 *** (17.562)	0.278 *** (3.121)
<i>AUDIT_{it}</i>	(+)	0.015 *** (5.022)	0.016 *** (5.128)	0.021 *** (2.893)
<i>R²</i>		19%	19%	24%
<i>F regresión</i>		112.290 ***	111.776 ***	67.888 ***

4.2 *Análisis multivariante*

El Cuadro 4 muestra los resultados del análisis multivariante, efectuado con base en tres modelos diferentes; para la estimación de los coeficientes de los modelos 1 y 2 hemos empleado metodología de datos de panel. En este caso, nuestra intuición nos conduce a emplear un modelo de efectos fijos, pues no tenemos razones *a priori* para pensar que los efectos individuales no están correlacionados con los restantes regresores, como se supone en el modelo de efectos aleatorios; adicionalmente, parecen ser los más apropiados para paneles cortos en dimensión temporal pero largos en corte transversal –como sucede con nuestra muestra–, al proporcionar estimaciones consistentes para controlar la heterogeneidad inobservable (Arellano, 2003). El test de Hausman (1978) confirma nuestra idea de utilizar el modelo de efectos fijos, al poner de manifiesto que los efectos individuales están correlacionados con los regresores, rechazándose la hipótesis nula de que las diferencias en los coeficientes no son sistemáticas.

El modelo 1 integra como variables independientes la renta *per cápita* regional, RPC_k , y las variables de control, y confirma cómo el nivel de riqueza de cada Comunidad Autónoma se erige como un elemento determinante de la calidad contable de las empresas, siendo positivo y estadísticamente muy significativo. Adicionalmente, las características sujetas a control también han resultado ser –salvo en el caso de la estructura de propiedad– estadísticamente significativas y mostrando el signo esperado, que es negativo en el caso del crecimiento. El coeficiente de determinación del modelo se sitúa en el 19%.

En el modelo 2 hemos sustituido el nivel de renta por nuestro indicador socioeconómico, obteniéndose resultados cualitativamente muy similares, y así, la combinación de rasgos económicos, educacionales y culturales, SEC_k , también exhibe una correlación positiva y muy significativa con la calidad contable, comportándose las variables de control en idéntico sentido al modelo anterior. La bondad de ajuste también se mantiene en idénticos términos al modelo anterior.

Por último, en el modelo 3 hemos estimado sus parámetros por mínimos cuadrados ordinarios, tomando el nivel de renta *per cápita* regional como variable explicativa y empleando la solución de Fama y MacBeth (1973), muy extendida en la literatura financiera, para corregir los sesgos que la correlación de los residuos ocasionan en los errores estándar, que en nuestro caso podrían estar correlacionados

entre empresas, debido, entre otros factores, a circunstancias macroeconómicas. Como podemos comprobar, los resultados obtenidos son muy similares a los del modelo 1, si bien desaparece la significación estadística del crecimiento empresarial y se eleva ligeramente la del nivel de renta *per cápita*, corroborando una vez más que se trata de un factor determinante de la calidad contable; los resultados obtenidos empleando el indicador socioeconómico (SEC_k), no presentados aquí, son cualitativamente muy similares. También se incrementa notablemente la bondad de ajuste del modelo, obteniéndose un coeficiente de determinación del 24%.

Así pues, nuestro estudio aporta evidencia de cómo las diferencias en la calidad contable de las empresas pueden ser muy bien explicadas por el diferente nivel de renta y por la diversidad socioeconómica de las diferentes regiones. Nuestros resultados se sitúan en la línea defendida por Ball *et al.* (2003), quienes sostienen que la calidad de la información no depende sólo de las normas contables y de la infraestructura institucional. Dado que el trabajo está referido a las regiones de un mismo país, con idénticas normas contables y factores institucionales, es posible controlar de modo natural el efecto de éstas y poner de manifiesto la importancia decisiva de un elemento adicional, el nivel de renta, como variable explicativa de la calidad de la información financiera.

5. Análisis de sensibilidad

Para asegurar la robustez de los resultados obtenidos y la sensibilidad de éstos en presencia de otras variables o de especificaciones alternativas, hemos llevado a cabo algunos análisis adicionales que se ofrecen en el Cuadro 5. En el primero de ellos hemos sustituido las variables experimentales empleadas anteriormente, RPC_k y SEC_k , por otra que también pudiera capturar el grado de dinamismo y activismo empresarial, como es el de la densidad empresarial de cada región, $DENSIDAD_k$, expresada como el número de sociedades mercantiles existentes en cada Comunidad Autónoma por cada 1.000 habitantes en cada uno de los ejercicios de la muestra (2000-2004)⁴. Los resultados obtenidos se mantienen en términos muy similares, confirmándose la significación estadística de la densidad de empresas como factor explicativo de la calidad contable. En segundo lugar, hemos reestimado

⁴La correlación por rangos de Spearman entre $DENSIDAD_k$ y RPC_k es 0.793 ($p < 0.01$) y entre $DENSIDAD_k$ y SEC_k , de 0.766 ($p < 0.01$).

los parámetros de nuestro modelo 3 tomando la variable experimental RPC_k expresada en rangos, obteniendo resultados prácticamente idénticos a los documentados previamente. Asimismo, hemos excluido de la muestra las empresas domiciliadas en la Comunidad de Madrid⁵, puesto que es posible que muchas de ellas, aunque su domicilio mercantil esté formalmente localizado en dicha Comunidad, desarrollan de hecho su actividad en otras regiones o sus operaciones alcanzan una cobertura nacional, lo que podría afectar a la evidencia aquí recogida. No obstante, los resultados, como podemos comprobar, siguen siendo muy similares a los ya comentados.

CUADRO 5
Resultados adicionales de la regresión del modelo

$$Q_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 REG_k + \alpha_3 TAM_{it} + \alpha_4 END_{it} + \alpha_5 CREC_{it} + \alpha_6 PROP_{it} + \alpha_7 ROI_{it} + \alpha_8 AUDIT_{it} + \sum_{j=1}^m SECTOR_j + \varepsilon_{it} \quad (*)$$

Estadístico *t* entre paréntesis, y errores estándar y covarianzas calculados robustos a la heterocedasticidad, empleando la propuesta de White (1980). Los asteriscos indican variables significativas a niveles del 10% (*), 5% (***) y 1%(***)

	Signo esperado	Densidad empresarial	Análisis por rangos	Sin Comunidad de Madrid (n = 51.226)	Regresión en dos etapas
<i>Constante</i>		0.170 *** (20.304)	0.188 *** (23.717)	0.067 (1.323)	-0.091 *** (-20.017)
<i>DENSIDAD_k</i>	(+)	0.001 *** (8.048)			
<i>RPC_k</i>	(+)		0.001 *** (4.554)	0.013 ** (2.429)	0.011 *** (4.528)
<i>TAM_{it}</i>	(+)	0.002 *** (3.149)	0.003 *** (3.501)	0.004 *** (4.865)	0.004 *** (5.914)
<i>END_{it}</i>	(-)	-0.132 *** (-29.411)	-0.132 *** (-29.528)	-0.138 *** (-28.003)	-0.131 *** (-29.744)
<i>CREC_{it}</i>	(-)	-0.001 *** (2.944)	-0.001 *** (2.948)	-0.001 *** (3.189)	-0.001 *** (2.987)
<i>PROP_{it}</i>	(+)	0.001 (0.217)	0.001 (0.538)	0.001 (0.797)	0.001 (1.235)
<i>ROI_{it}</i>	(?)	0.216 *** (17.627)	0.215 *** (17.550)	0.198 *** (14.397)	0.215 *** (15.025)
<i>AUDIT_{it}</i>	(+)	0.016 *** (5.145)	0.015 *** (5.033)	0.016 *** (4.530)	0.015 *** (4.258)
<i>R²</i>		19%	19%	19%	18%
<i>F regresión</i>		114.678 ***	112.396 ***	98.323 ***	109.414 ***

⁵ Lo que significa eliminar 9.679 observaciones empresa-año de la muestra; es decir, el 15,86% de la misma.

Finalmente, la variable $AUDIT_{it}$ podría ser endógena, esto es, que tanto la calidad contable como la elección del auditor estén explicadas por las restantes variables independientes del modelo. En efecto, es posible que las empresas contraten con una gran firma de auditoría cuyos atributos en términos de calidad de trabajo y reputación permiten a aquéllas señalar su propia calidad contable y evitar así los efectos adversos del *riesgo de información*, entendido éste como la probabilidad de que la información específica de una empresa que es pertinente para las decisiones de los inversores sea de baja calidad (Easley y O'Hara 2005). Para resolver este problema potencial hemos adoptado una aproximación en dos etapas, en la que los valores estimados procedentes de un modelo de elección de auditor son empleados como instrumentos, tal como proceden Weber y Willenborg (2003), obteniendo resultados prácticamente coincidentes. Aunque no está recogidos aquí, similares son también los que hemos obtenido al expresar el tamaño como logaritmo del activo total, el crecimiento como tasa de variación anual del activo, la rentabilidad como resultados ordinarios en lugar de resultados netos después de impuestos o empleando mínimos cuadrados ordinarios incluyendo variables dicotómicas anuales para absorber los efectos temporales; no obstante, la variable $AUDIT_{it}$ pierde su significación estadística cuando es sustituida por otra dicotómica que toma el valor 1 si la empresa somete sus cuentas anuales a auditoría (sin discriminar de qué tipo de auditor se trata), o cero en caso contrario. En suma, los análisis realizados en esta sección aseguran la robustez de nuestros hallazgos empíricos, y permiten reafirmarnos en el destacado papel de la riqueza y las circunstancias socioeconómicas de cada región como elementos determinantes del diferente grado de calidad contable de las empresas.

6. Conclusiones, implicaciones y limitaciones

Nuestro estudio ha pretendido destacar la importancia de la riqueza y de las circunstancias socioeconómicas como incentivos para la calidad de información financiera. La reciente literatura ha documentado con precisión cómo la regulación contable, aún siendo un ingrediente fundamental, no garantiza por sí misma las mejores prácticas contables, siendo preciso, además, dotarse de un marco institucional eficiente y de los adecuados incentivos para garantizar las mejores prácticas contables. Nuestro trabajo profundiza en la importancia de éstos últimos, concretamente en cómo el nivel socioeconómico puede estimular la calidad de la información financiera, empleando una amplia muestra de

empresas españolas no cotizadas. Para constatar este hecho, hemos tomado los niveles anuales de renta de cada Comunidad Autónoma, y adicionalmente hemos construido un indicador socioeconómico, definido como el promedio de los rangos de renta y educación de cada región. Hemos caracterizado la calidad contable como el grado en el que los resultados empresariales son objeto de alisamiento, y la evidencia empírica obtenida muestra cómo los incentivos de naturaleza económica y educacional estimulan la generación de información contable de calidad, al inducir mejores prácticas y por tanto información con un menor grado de manipulación.

El análisis de sensibilidad permite afirmar que nuestros resultados son robustos y se mantienen en términos muy similares tras controlar determinadas características corporativas, así como los posibles efectos de variables endógenas y de experimentar con variables alternativas. No obstante, la mayor o menor calidad contable que exhibe cada empresa en función de las características de la región en la que se ubican no debe interpretarse como imperfecciones de las normas contables o su entorno institucional: ni unas ni el otro han sido diseñados, puesto que no es su misión, para contrarrestar los efectos de aquéllas sobre la información contable.

Por último, es necesario destacar las posibles limitaciones de este estudio. Dado que la ecuación [1] estimada no proviene de ningún modelo teórico de comportamiento, no parecería oportuno generalizar los resultados obtenidos a otros contextos espaciales o temporales. Otra, aunque común a numerosos trabajos empíricos (Collins y Hribar, 2002), es la ocasionada por los efectos que los errores de medición del *cash flow* podrían inducir sobre los valores numéricos de la variable dependiente y en consecuencia, sobre nuestros resultados empíricos. También hay advertir el posible sesgo de supervivencia ocasionado por los requerimientos impuestos a la formación de la muestra, y aunque la dirección de dicho sesgo no parece clara *a priori*, es posible que algunas de las variables de control, especialmente endeudamiento y rentabilidad, como indican Kothari *et al.* (2005), estén afectadas por esta circunstancia.

Apéndice A. Definición de variables

CUADRO A1
Definición de variables

La muestra está formada por un panel completo de 60.995 observaciones empresas-años (12.199 empresas españolas no financieras ni aseguradoras para el periodo 2000-2004, domiciliadas en las 17 Comunidades Autónomas. Se han excluido las empresas localizadas en Ceuta y Melilla, debido al reducido número de observaciones; las cotizadas, sus filiales y filiales de grupos, y las incluidas en los CNAE 73 y 74. Los datos han sido obtenidos de la información disponible para España de la base *Bureau van Dijk* (Sabi) en enero de 2006, siendo eliminadas las observaciones del 1% superior e inferior para cada Comunidad Autónoma.

<i>Renta per cápita:</i>	Logaritmo de la renta <i>per cápita</i> promedio de cada Comunidad Autónoma para el periodo 2000-2004 (en euros constantes). Fuente: Instituto Nacional de Estadística.
<i>Índice de educación y cultura:</i>	Indicador sintético del nivel educativo y cultural medio adquirido por la población residente de las Comunidades Autónomas. Para su elaboración se seleccionan 10 indicadores provinciales: 4 variables de nivel educativo o instrucción (tasa de personas analfabetas o sin estudios, tasa de instrucción de educación secundaria, tasa de instrucción universitaria y tasa de escolaridad de educación secundaria), y 6 variables de nivel cultural (audiencia de diarios, audiencia de cine, audiencia de internet, tasa de usuarios de bibliotecas, tasa bruta de escolaridad de educación de adultos y tasa bruta de escolaridad de enseñanzas en régimen especial). Estos indicadores se agrupan utilizando el método DP2 (Pena, 1979), de forma que los valores originales de dicho indicador sintético se han transformado en números índices y se presenta escalonado en 10 niveles, 1 para el menor nivel de educación y cultura y 10 para el mayor. Fuente: Anuario Social de La Caixa (2004).
<i>RPC:</i>	Rango de la renta <i>per cápita</i> . Su valor numérico expresa una relación directa con el nivel de renta de cada Comunidad Autónoma.
<i>EDC:</i>	Rango del índice de educación y cultura. Su valor numérico expresa una relación directa con el nivel educativo y cultural de cada Comunidad Autónoma.
<i>SEC:</i>	Promedio de los rangos de renta <i>per cápita</i> (<i>RPC</i>) y de educación y cultura (<i>EDC</i>). Su valor numérico expresa una relación directa con el nivel socioeconómico de cada Comunidad Autónoma.
Q_{it} :	Cociente entre la desviación estándar, tomando los cinco años precedentes, del resultado neto del ejercicio (incluidos los resultados extraordinarios) y el cash flow de operaciones, ambos deflactados por el activo total. A su vez, el cash flow de operaciones se ha calculado como: Resultado neto - Ingresos extraordinarios + Gastos extraordinarios + Dotaciones - Δ Inventarios - Δ Deudores + Δ Deudas a corto de operaciones.
TAM_{it} :	Logaritmo neperiano del activo total, en miles de euros. Su valor numérico expresa una relación directa con el tamaño.
END_{it} :	Ratio de endeudamiento, definido como cociente entre deudas totales y pasivo total. Su valor numérico expresa una relación directa con el endeudamiento.

- CREC_{it}*: Cambio anual operado en la cifra neta de negocios, expresado en tanto por uno. Su valor numérico expresa una relación directa con el crecimiento.
- PROP_{it}*: Indicador de la estructura de propiedad cuyo valor oscila en un rango entre 1 y 3. Las empresas con estructura de propiedad concentrada, en las que algún partícipe posee más del 49,9% de su cifra de capital social, toman el valor 1; las de propiedad media, en las que uno o más miembros son titulares de paquetes entre el 24,9% y el 49,9%, el valor 2, y las de propiedad dispersa, en las que ninguno de sus socios o accionistas ostentan más del 24,9%, el valor 3.
- ROI_{it}*: Ratio de rentabilidad económica, definido como cociente entre resultado neto después de impuestos y activo total al comienzo del ejercicio. Su valor numérico expresa una relación directa con la rentabilidad económica.
- AUDIT_{it}*: Variable dicotómica que toma el valor 1 si las cuentas anuales de la empresa son auditadas por Deloitte Touche, Ernst & Young, KPMG o Pricewaterhouse-coopers, y 0 en caso contrario.

Referencias

- Akerlof, G.A. (1980): "A theory of social custom, of which unemployment may be one consequence", *Quarterly Journal of Economics* 94, pp. 749-775.
- Alañón, A. y M. Gómez (2003): "Una evaluación del grado de incumplimiento fiscal para las provincias españolas", DT 9/03, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- Alford, A., J. Jones, R. Leftwich y M. Zmijewski (1993): "Relative informativeness of accounting disclosures in different countries", *Journal of Accounting Research* 31, suplemento, pp. 183-223.
- Ali, A., y L. Hwang (2000): "Country-specific factors related to financial reporting and the value relevance of accounting data", *Journal of Accounting Research* 38, pp. 1-21.
- Arellano, M. (2003): "Discrete choices with panel data", *Investigaciones Económicas* 27, pp. 423-458.
- Ball, R. y L. Shivakumar (2005): "Earnings quality in U.K. private firms: Comparative loss recognition timeliness", *Journal of Accounting and Economics* 39, pp. 83-128.
- Ball, R., S.P. Kothari y A. Robin (2000): "The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings", *Journal of Accounting and Economics* 29, pp. 1-51.
- Ball, R., A. Robin y J.S. Wu (2003): "Incentives versus standards: Properties of accounting income in four East Asian countries", *Journal of Accounting and Economics* 36, pp. 235-70.
- Bartov, E. (1993): "The timing of asset sales and earnings manipulations", *Accounting Review* 68, pp. 840-855.
- Baumol, W.J. (1990): "Entrepreneurship: Productive, unproductive and destructive", *Journal of Political Economy* 98, pp. 893-921.
- Bhattacharya, U., H. Daouk y M. Welker (2003): "The world price of earnings opacity", *The Accounting Review* 78, pp. 641-678.
- Borja, J. y M. Castells (1997): "La ciudad multicultural", *La Factoría* 2, febrero (tomado de la dirección de internet: <http://www.lafactoriaweb.com/articulos/borjcas2.htm>).
- Bowen, R.M., S. Rajgopal y M. Venkatachalam (2004): "Accounting discretion, corporate governance and firm performance", mimeo, University of Washington.
- Burgstahler, D.C. e I.D. Dichev (1997): "Earnings management to avoid earnings decreases and losses", *Journal of Accounting and Economics* 24, pp. 99-126.
- Burgstahler, D.C., L. Hail y C. Leuz (2006): "The importance of reporting incentives: Earnings management in European private and public firms", *Accounting Review* en prensa.
- Bushman, R., J. Piotroski y A. Smith (2004): "What determines corporate transparency?", *Journal of Accounting Research* 42, pp. 207-252.
- Campbell, J.Y., A.W. Lo y A.C. MacKinlay (1997), *The Econometrics of financial markets* Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

- Cohen, R., P. Gompers y T. Vuolteenaho (2002): "Who underreacts to cash-flow news? evidence from trading between individuals and institutions", *Journal of Financial Economics* 66, pp. 409-462.
- Collins, D.W. y P. Hribar (2002): "Errors in estimating accruals: Implications for empirical research", *Journal of Accounting Research* 40, pp. 105-135.
- d'Arcy, A. (2000): "The degree of determination of national accounting systems. An empirical investigation", *Schmalenbach Business Review* 52, pp. 45-67.
- DeAngelo, L.E. (1981): "Auditor size and audit quality", *Journal of Accounting and Economics* 3, pp. 183-199.
- Dechow, P.M. e I.D. Dichev (2002): "The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors", *The Accounting Review* 77 (suplemento), pp. 35-59.
- DeFond, M.L., K. Raghunandan y K.R. Subramanyam (2002): "Do non-audit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions", *Journal of Accounting Research* 40, pp. 1247-1274.
- Desai, M.A. (2005): "The degradation of reported corporate profits", *Journal of Economic Perspectives* 19, pp. 171-192.
- Easley, D. y M. O'Hara (2005): "Information and the cost of capital", *Journal of Finance* 59, pp. 1553-1583.
- Fama, E. F. y J. D. MacBeth (1973): "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests", *Journal of Political Economy* 81, pp. 607-636.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson y K. Schipper (2004): "Costs of equity and earnings attributes", *Accounting Review* 79, pp. 967-1010.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson y K. Schipper (2005): "The market pricing of accruals quality", *Journal of Accounting and Economics* 39, pp. 295-327.
- Giannetti, M. y A. Simonov (2004): "On the determinants of entrepreneurial activity: Social norms, economic environment, and individual characteristics", *Swedish Economic Policy Review* 11, pp. 269-313.
- Glaum, M., K. Lichtblau y J. Lindemann (2004): "The extent of earnings management in the US and Germany", *Journal of International Accounting Research* 3, pp. 45-77.
- Graham, J.R. (2003): "Taxes and Corporate Finance: A review", *Review of Financial Studies* 16, pp. 1074-1128.
- Graham, J.R., C.R. Harvey y S. Rajgopal, (2005): "The economic implications of corporate financial reporting", *Journal of Accounting and Economics* 40, pp. 3-73.
- Guay, W., S.P. Kothari y R.L. Watts (1996): "A market-based evaluation of discretionary-accrual models", *Journal of Accounting Research* 34 (suplemento), pp. 83-115.
- Guiso, L., P. Sapienza y L. Zingales (2004): "Does local financial development matter?", *Quarterly Journal of Economics* 119, pp. 929-969.
- Guiso, L., P. Sapienza y L. Zingales (2006): "Does culture affect economic outcomes?", *Journal of Economic Perspectives*, en prensa.

- Hausman, Jerry A. (1978): "Specification tests in Econometrics", *Econometrica* 46, pp. 1251-1271.
- Holthausen, R.W. (2003): "Testing the relative power of accounting standards versus incentives and other institutional features to influence the outcome of financial reporting in an international setting", *Journal of Accounting and Economics* 36, pp. 271-283.
- Hong, H.G., J.D. Kubik y J.C. Stein (2004): "Social interaction and stock market participation", *Journal of Finance* 59, pp. 137-163.
- Hope, O.K. (2003): "Firm-level disclosures and the relative roles of culture and legal origin", *Journal of International Financial Management and Accounting* 14, pp. 218-248.
- Hung, M. (2001): "Accounting standards and value relevance of financial statements: An international analysis", *Journal of Accounting and Economics* 30, pp. 401-420.
- Kinnunen, J. y M. Koskela (2003): "Who is Miss World in cosmetic earnings management? A cross-national comparison of small upward rounding of net income numbers among eighteen countries", *Journal of International Accounting Research* 2, pp. 39-68.
- Kothari, S.P., A.A. Leone y C.E. Wasley (2005): "Performance matched discretionary accrual measures", *Journal of Accounting and Economics* 39, pp. 163-197.
- Krueger, A.B. y M. Lindahl (2001): "Education for growth: Why and for whom?", *Journal of Economic Literature* 39, pp. 1101-1136.
- Leuz, C., D. Nanda y P.D. Wysocki (2003): "Earnings management and investor protection: An international comparison", *Journal of Financial Economics* 69, pp. 505-27.
- Murphy, K.M., A. Shleifer y R.W. Vishny (1991): "The allocation of talent: Implications for growth", *Quarterly Journal of Economics* 106, pp. 503-530.
- Pena, J.B. (1979): "La distancia P: un método para la medición del nivel de bienestar", *Revista Española de Economía* 4, pp. 50-91.
- Petersen, Mitchell A. (2005): "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches", mimeo, Northwestern University.
- Serrano, L. (1999): "Capital humano, estructura sectorial y crecimiento en las regiones españolas", *Investigaciones Económicas* 23, pp. 225-249.
- Stulz, R.M. y R. Williamson (2003): "Culture, openness, and Finance", *Journal of Financial Economics* 70, pp. 313-349.
- Vuolteenaho, T. (2002): "What drives firm-level stock returns?", *Journal of Finance* 57, pp. 233-264.
- Weber, J. y M. Willenborg (2003): "Do expert informational intermediaries add value? Evidence from auditors in microcap initial public offerings", *Journal of Accounting Research* 41, pp. 681-720.
- White, H. (1980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica* 48, pp. 817-838.

Abstract

The purpose of this paper is to show the relevant role that socioeconomic factors play on the quality of accounting information. Although accounting regulation has been considered as the main determinant, recent empirical evidence shows that it also significantly affected by institutional factors as well as by the existence of additional incentives. This paper analyzes the importance of such incentives, and our results suggest that differences in economic and cultural level across regions induce differences in level of accounting quality.

Keywords: Earnings management, socioeconomic characteristics.

*Recepción del original, junio de 2005
Versión final, mayo de 2006*