

UNIVERSIDAD DE OVIEDO

Facultad de Economía y Empresa

**Trabajo fin de máster en Economía: Instrumentos del
Análisis Económico**

**DIVERSIDAD DE GÉNERO EN LOS CONSEJOS DE
ADMINISTRACIÓN ESPAÑOLES: EFECTO SOBRE EL VALOR
Y RENTABILIDAD EMPRESARIAL**

IRMA MARTÍNEZ GARCÍA

Tutor

SILVIA GÓMEZ ANSÓN

SEPTIEMBRE 2014

RESUMEN

Este trabajo analiza la posible influencia de la presencia femenina en los Consejos de Administración y de la aplicación de normativa al respecto sobre el valor y rentabilidad de la empresa en el mercado español en el periodo 2004-2010. Los resultados obtenidos no permiten afirmar que la diversidad de género influya significativamente en el valor de la empresa, y sugieren la necesidad de considerar la endogeneidad y las características ocupacionales y demográficas de los consejeros para analizar el efecto de la diversidad de género en los Consejos y de la entrada en vigor de normativas al respecto sobre el valor y rentabilidad de la empresa.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN	3
2. PRESENCIA FEMENINA EN LOS CONSEJOS DE ADMINISTRACIÓN: SITUACIÓN E INICIATIVAS LEGISLATIVAS	5
3. MARCO TEÓRICO E HIPÓTESIS A CONTRASTAR	11
4. BASE DE DATOS VARIABLES Y METODOLOGÍA	15
4.1. Base de datos y muestra.....	15
4.2. Variables.....	16
4.3. Metodología.....	20
5. RESULTADOS	27
5.1. Estadística descriptiva y análisis de correlaciones	27
5.2. Impacto de la diversidad de género en los Consejos de Administración sobre el valor y rentabilidad de la empresa	31
5.3. Impacto del Código Unificado de Buen Gobierno y de la Ley de Igualdad	35
5.4. Resultados adicionales.....	41
6. CONCLUSIONES	49
7. REFERENCIAS	50

1. INTRODUCCIÓN

La presencia de mujeres en los órganos de decisión de las empresas constituye hoy en día una cuestión estratégica en la Unión Europea. En noviembre de 2013 la Comisión Europea aprobó una Directiva que establece un objetivo del 40% del género menos representando entre los consejeros no ejecutivos de las sociedades cotizadas (ver Comunicado de Prensa de la Comisión Europea, del 20 de noviembre de 2013). Esta Directiva establece que las empresas que tengan menos del 40% de mujeres deberán hacer los nombramientos necesarios aplicando criterios “claros inequívocos y no sexistas” y cuando la cualificación sea igual, se dará prioridad al género que menos representado esté. Estos objetivos deberán estar cumplidos para 2020, debiendo las empresas públicas alcanzar la paridad dos años antes, en 2018. Unas 5.000 empresas en toda la Unión Europea deberán aplicar esta legislación.

Desde la perspectiva económica, uno de los argumentos más frecuentemente esgrimidos a favor de la diversidad de género en los Consejos de Administración es la existencia de una relación o nexo entre la presencia de mujeres consejeras y el valor y rentabilidad de la empresa (el denominado “Business Case”). Este aspecto ha sido tratado en la literatura teórica, estudiándose la relación entre la diversidad de género en los Consejos y el rendimiento empresarial (ver, por ejemplo, Carter *et al.*, 2003 y Earley y Mosakowski, 2000). Los estudios empíricos al respecto no arrojan resultados concluyentes. Por ejemplo, para EEUU, algunos estudios muestran que la relación entre la diversidad de género en los Consejos de Administración y el valor de la empresa es positiva (ver Carter *et al.*, 2003; Erhard *et al.*, 2003; Catalyst Report, 2007), mientras que otros estudios muestran una relación negativa (ver Adams y Ferreira, 2009); y otros autores no encuentran relación alguna (Farrell y Hersch, 2005). La evidencia para Europa tampoco es concluyente (ver Böhren y Strön, 2005; Ryan y Haslam, 2005; Kotiranta *et al.*, 2007; Rose, 2007; Campbell y Minguez-Vera, 2010).

El hecho de que la evidencia empírica sobre el denominado “Business Case” a favor de la diversidad de género en los Consejos de Administración no sea concluyente suscita que este tema sea objeto de investigaciones futuras (ver Gómez Ansón 2012).

El estudio que se presenta como trabajo Fin de Máster se enmarca en esta línea de investigación. Partiendo de la base de datos de empresas admitidas a cotización oficial

en los mercados de valores españoles durante el periodo 2004-2010, se analiza si la presencia de mujeres en los Consejos de Administración de las sociedades influye en el valor y rentabilidad de las empresas y si la adopción de normativas al respecto en nuestro país, a saber, el Código Unificado de Buen Gobierno y la Ley de Igualdad, influye en dicha relación.

Este trabajo constituye el primer paso en la línea de investigación que pretendo desarrollar en mi futura tesis doctoral. En él utilizo parte de la base de datos que he estado construyendo manualmente sobre diversidad de género y características ocupacionales y demográficas de los miembros de los Consejos de Administración de las sociedades admitidas a cotización oficial en España en el periodo 2004-2010. En este trabajo he aplicado conocimientos adquiridos en distintos cursos del Máster en Economía: Instrumentos del Análisis Económico que he cursado este curso académico 2013-2014, así como en los cursos “Advanced Econometrics” y “Data Management and Panel Data Models” impartidos por la London School of Economics y la Universidad de Salamanca, respectivamente y a los que he asistido durante los meses de julio-agosto de 2014. Se trata, por tanto, de un primer paso en mi investigación, de un inicio, por lo que soy consciente de la necesidad de profundizar en los análisis que se realizan, de considerar, por ejemplo, metodologías alternativas que consideren la endogeneidad o de considerar variables ocupacionales y demográficas de los consejeros en los análisis.

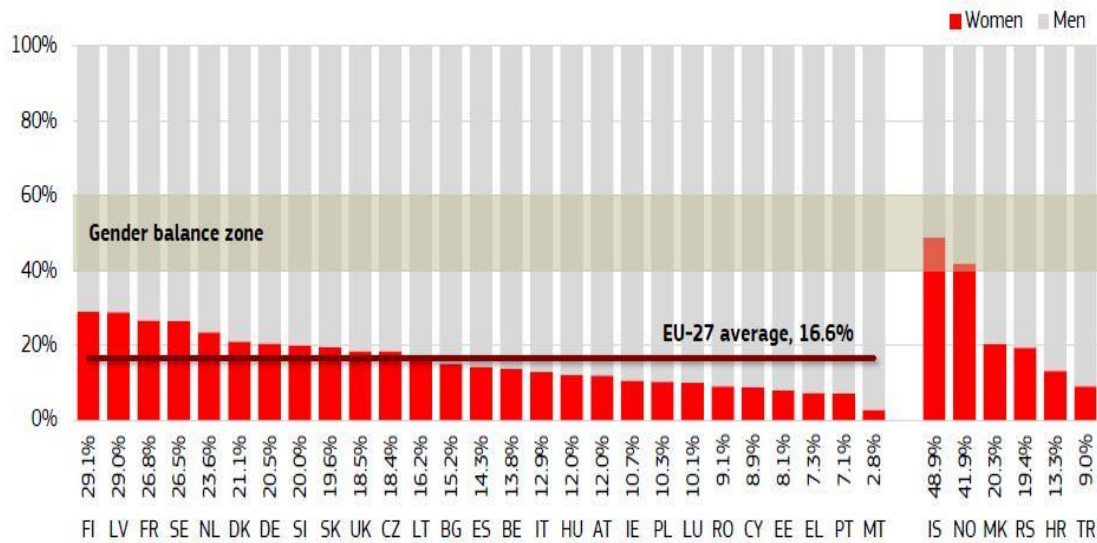
El resto del trabajo se estructura como sigue: en primer lugar se detalla la situación actual de la diversidad de género en los Consejos de Administración a nivel mundial, europeo y español, así como medidas normativas existentes al respecto (Sección 2); a continuación se exponen los argumentos teóricos y la evidencia empírica previa al respecto y se plantean las hipótesis a contrastar (Sección 3). La Sección 4 incluye la descripción de la base de datos, variables y metodología empleada en el estudio. En la Sección 5 se exponen los resultados tanto de los análisis de estadística descriptiva como de regresión. Por último, en la Sección 6, se exponen las principales conclusiones alcanzadas.

2. PRESENCIA FEMENINA EN LOS CONSEJOS DE ADMINISTRACIÓN: SITUACIÓN E INICIATIVAS LEGISLATIVAS

La presencia femenina en los Consejos de Administración en el contexto internacional se ve caracterizada por la escasa participación de este sexo en este órgano de decisión corporativo. En 2013, según el informe “*Quick Take: Women on Boards*”, (Catalyst, 2014), en Estados Unidos el 16,9% de los miembros de los Consejos de Administración eran mujeres, siendo éste el país que lidera el ranking del continente americano, seguido por Canadá con un 12,1% de mujeres y por Brasil que, alcanzando un 7,7%, se configura como el país sudamericano con más representación femenina en los Consejos de Administración en dicho año. En Asia y Oceanía, Australia se encuentra a la cabeza del ranking en cuanto a mujeres consejeras, con una mujer consejera por cada siete hombres (12,3%). Por contra, en Japón el sexo femenino no superaba el 1,1% de representación (Catalyst, 2014).

En Europa, la situación no es muy diferente. Según el informe “*Women and men in leadership positions in the European Union 2013*” (Comisión Europea, 2013b), tan solo Noruega e Islandia están cerca de la paridad, con un 41,9% y 48,9% de mujeres en los Consejos de Administración en 2013. Salvo estas dos excepciones, la mujer no llega a suponer un tercio de los miembros de los Consejos de Administración en ningún país. Sólo uno de cada seis miembros (16,6%) de los Consejos de Administración de las principales empresas europeas era una mujer, habiendo aumentado dicha proporción muy poco en los últimos años (ver Gráfico 1), si bien es verdad que en 2013 se produjo un pequeño aumento con respecto al 15,8% registrado en octubre de 2012, coincidiendo con el apoyo de las Comisiones del Parlamento Europeo a la propuesta de la Comisión de abordar la cuestión del desequilibrio de género en los Consejos de Administración de las empresas en Europa. Hay que considerar además, la heterogeneidad al respecto dentro de la Unión según los países: por ejemplo, las mujeres suponen un 29,1% de los miembros de los Consejos de Administración de las mayores empresas finlandesas y el 29% en Letonia, pero sólo el 7,1% en Portugal y el 2,8 % en Malta.

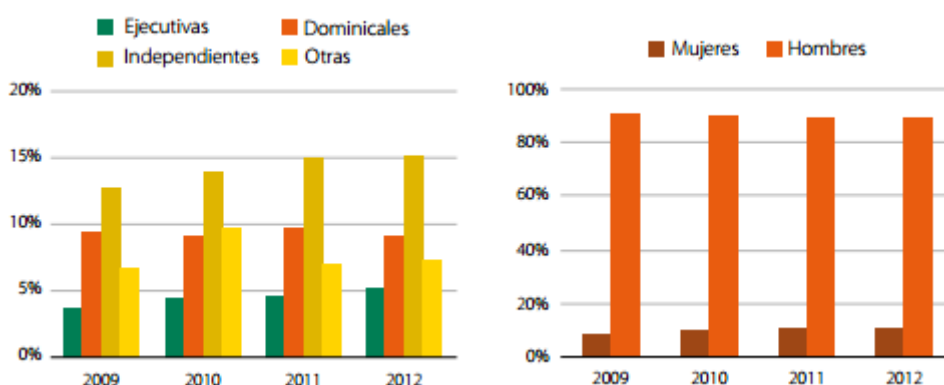
Gráfico 1: Representación de mujeres y hombres en los Consejos de Administración de las grandes empresas cotizadas en bolsa (abril de 2013)



Fuente: Women and men in the leadership position in the European Union, 2013. Comisión Europea (2013)

En España, según datos de la Comisión Europea, la presencia de mujeres en los Consejos de Administración de las empresas que cotizan en Bolsa sumó un 14,3% en abril de 2013, habiendo registrado nuestro país una mejora aunque la cifra se sigue situando por debajo de la media europea. Según el “Informe de Gobierno Corporativo de las entidades emisoras de valores admitidos a negociación en mercados secundarios oficiales 2012” (Comisión Nacional del Mercado de Valores, 2013) la participación femenina en los Consejos de Administración ha ido en aumento en los últimos años, tanto en el porcentaje de mujeres consejeras, como en el porcentaje de empresas que cuentan con representación femenina. Así, el porcentaje medio de mujeres en los Consejos aumento 1,2 puntos porcentuales en 2012 con respecto a 2009 (Gráfico 2) y el número de Consejos con presencia femenina creció cuatro puntos porcentuales (Tabla 1). Sin embargo, este incremento podría haber sido superior si no hubieran caído el número de Consejos con presencia femenina en 2012 respecto al año anterior, caída acaecida entre las empresas de menor tamaño. Estos datos corroboran el también lento avance de la presencia femenina en los órganos de decisión corporativos españoles.

Gráfico 2: Porcentaje de mujeres consejeras sobre el total de consejeros en España



Fuente: Informe de Gobierno Corporativo de las entidades emisoras de valores admitidos a negociación en mercados secundarios oficiales 2012. Comisión Nacional del Mercado de Valores (2013)

Tabla 1: La presencia de mujeres en los Consejos de Administración españoles

	Nº de consejeras				% sobre el total				Nº de sociedades con mujeres				% sobre el total			
	2009	2010	2011	2012	2009	2010	2011	2012	2009	2010	2011	2012	2009	2010	2011	2012
IBEX	50	53	60	66	10,2	10,6	11,9	13,5	27	29	31	31	79,4	82,9	88,6	88,6
Más de 1.000 M. €	13	17	11	12	8,4	10,9	9,9	9,8	6	9	7	7	42,9	64,3	70,0	70,0
Menos de 1.000 M. €	87	88	91	77	8,8	9,4	9,6	8,7	58	60	61	53	53,7	57,7	58,7	52,5
TOTAL	150	158	162	155	9,2	9,9	10,4	10,4	91	98	99	91	58,3	64,1	66,4	62,3

Fuente: Informe de Gobierno Corporativo de las entidades emisoras de valores admitidos a negociación en mercados secundarios oficiales 2012. Comisión Nacional del Mercado de Valores (2013)

El lento crecimiento hacia la paridad en los consejos que se observa en el conjunto de la Unión Europea se ha configurado como una de las razones esgrimidas por la Comisión Europea para la adopción de medidas legislativas referentes a la presencia femenina en los Consejos de Administración. Este interés creciente en la intervención por conseguir la igualdad de género en los Consejos de Administración no es exclusivo de la Comisión Europea, varios gobiernos han legislado en el pasado con dicho objetivo. Las iniciativas legislativas se pueden clasificar en dos grupos: “hard law”, basada en el establecimiento de cuotas mediante una normativa, y “soft law”, en la que se agrupan, entre otros, los Códigos de Buen Gobierno que contienen recomendaciones que buscan la paridad en materia de género junto al principio “cumplir o explicar”, es decir, en caso de no cumplir, explicar por qué no al mercado, a los inversores.

Países como Islandia, Malasia o Noruega han establecido cuotas a aplicar en los Consejos de Administración de las compañías cotizadas en sus mercados de valores (Tabla 2). Destaca el caso noruego que ha sido pionero en el establecimiento de una

cuota del 40% para las empresas cotizadas y públicas, hecho que explica que este país esté a la cabeza en la consecución de la igualdad de género en los Consejos de Administración, con un 41,9% de representación femenina en 2013 (Comisión Europea 2013b). La aprobación de cuotas no es, por tanto, nueva para países miembros de la Unión Europea. Otros países fuera de la Unión Europea, como Sudáfrica, Israel, India, Malasia o la Unión de Emiratos Árabes, han legislado también al respecto.

Tabla 2: Países en los que se han establecido cuotas para las mujeres en los Consejos de Administración

Países con cuotas para las sociedades cotizadas	Países con cuotas para las empresas públicas	Cuotas Provinciales y Municipales
Noruega (2003) España (2007) Islandia (2010) Francia (2011) Bélgica (2011) Malasia (2011) Italia (2011) Holanda (2011) Dinamarca (2013) India (2013)	Israel (1993) Sudáfrica (1996) Dinamarca (2000) Noruega (2003) Finlandia (2004) Irlanda (2004) Islandia (2006) Italia (2010) Kenya (2010) Austria (2011) Eslovenia (2011) Holanda (2011) Polonia (2012) Bélgica (2011) Emiratos Árabes (2012) Grecia (2012)	Berlín-Alemania (2002) Noruega (2003) Quebec-Canadá (2006) Nuremberg-Canadá (2009)

Fuente: Women Board Directors of Fortune Global 200 and Beyond (Corporate Women Directors International, 2013). Women in the boardroom: A global perspective 2013 (Deloitte, 2013)

España fue uno de los primeros países europeos en seguir los pasos de Noruega estableciendo cuotas en los Consejos de Administración de las empresas cotizadas implantando la denominada Ley de Igualdad en 2007¹. Esta ley establece una cuota del 40% a cumplir en un plazo de ocho años (hasta 2015), sin embargo no implanta penalizaciones en caso de incumplimiento.

¹ Ley Orgánica 3/2007, de 22 de marzo, para la igualdad efectiva de hombres y mujeres (Boletín Oficial del Estado. núm. 71 de 23 de marzo de 2007).

Dos son los artículos que hacen referencia en la Ley de Igualdad a los Consejos de Administración:

Artículo 54. Designación de representantes de la Administración General del Estado.

La Administración General de Estado y los organismos públicos vinculados o dependientes de ella designarán a sus representantes en órganos colegiados, comités de personas expertas o comités consultivos, nacionales o internaciones de acuerdo con el principio de presencia equilibrada de mujeres y hombres, salvo por razones fundadas y objetivas, debidamente motivadas.

Asimismo la Administración General del Estado y los organismos públicos vinculados o dependientes de ella observaran el principio de presencia equilibrada²

Artículo 75. Participación de las mujeres en los Consejos de Administración de las sociedades mercantiles.

Las sociedades obligadas a presentar cuenta de pérdida y ganancia no abreviada procurarán incluir en su Consejo de Administración un número de mujeres que permita alcanzar una presencia equilibrada de mujeres y hombres en un plazo de ocho años a partir de la entrada en vigor de esta Ley.

Lo previsto en el párrafo anterior se tendrá en cuenta para los nombramientos que se realicen a medida que venza el mandato de los consejeros designados antes de la entrada en vigor de esta Ley.

Actualmente, a nivel de la Unión Europea, la presencia de mujeres en los órganos de decisión empresariales se ha configurado como una cuestión estratégica en la Unión Europea tal y como se refleja en la propuesta de Directiva al respecto adoptada por la Comisión Europea el 14 de noviembre de 2012, posteriormente apoyada por votación en el Parlamento Europeo el 20 de noviembre de 2013 y actualmente objetivo prioritario de discusión bajo la presidencia Italiana para alcanzar un acuerdo entre los Estados miembros. Dicha Directiva persigue acelerar el proceso de incorporación de mujeres a los Consejos y establece un objetivo cualitativo del 40% de presencia del sexo menos representado entre los consejeros no ejecutivos de empresas cotizadas para el año 2020. Si las empresas no cumplen dicho objetivo deberán certificar que han seguido procesos de selección objetivos y transparentes y aplicando criterios neutrales no discriminando por género. Asimismo, para los consejeros ejecutivos, los Estados miembros deberán

² La disposición adicional primera entiende por presencia equilibrada aquella que no supere la representatividad en cada sexo el sesenta por ciento, ni sea menos del cuarenta por ciento.

asegurarse que las compañías adoptan compromisos y establecen sus propios objetivos, pudiendo establecer una cuota general del 33% de mujeres para el conjunto de los consejeros ejecutivos (ver Comunicado de Prensa de la Comisión Europea, del 20 de noviembre de 2013).

Además, el Plan de Acción de la Comisión Europea anunciado en diciembre de 2012, Plan que resume las futuras iniciativas en los ámbitos de Derecho de sociedades y el gobierno corporativo, incide también en el aspecto de la diversidad de género en los Consejos de Administración. Así, como parte de los elementos fundamentales para aumentar el nivel de transparencia entre las empresas y sus accionistas a fin de mejorar el gobierno corporativo, el Plan incluye la necesidad de aumentar la transparencia de las empresas en lo que respecta a la diversidad de su Consejo de Administración (ver Comunicado de Prensa de la Comisión Europea del 12 de diciembre de 2012).

Como se ha comentado previamente, la preocupación por la diversidad de género en los Consejos de Administración también ha sido objeto de recomendaciones en Códigos de Gobierno Corporativo a nivel mundial, estableciéndose en los mismos una serie de recomendaciones que tienen como objetivo reducir la brecha existente en la participación de hombres y mujeres en los órganos de decisión corporativos. Los Códigos de Buen Gobierno, de cumplimiento voluntario y ejemplo de “soft law”, toman especial relevancia cuando las compañías están obligadas a dar cuenta del grado de cumplimiento con las recomendaciones establecidas en los mismos, estableciendo, por ejemplo, la recomendación de adoptar políticas que favorezcan la igualdad de género, debiendo las compañías publicar un resumen de dicha política, detallando los objetivos establecidos, las medidas adoptadas para su consecución y los progresos alcanzados. Esta situación se da en Europa de conformidad con la Directiva 2006/43/EC.

En el contexto europeo, los Códigos de Gobierno Corporativo de varios Estados miembros incluyen recomendaciones en pro de la igualdad de género. Entre estos países encontramos a Bélgica, Francia, Finlandia, Alemania, Suecia, Reino Unido y España. Así, en nuestro país, el Código Unificado de Buen Gobierno de 2006³, también denominado Código Conthe, establece la siguiente recomendación a favor de la representación femenina en los Consejos de Administración.

³ Código Unificado de Buen Gobierno. Comisión Nacional del Mercado de Valores, 22 de mayo de 2006.

Rec 15: *Que cuando sea escaso o nulo el número de consejeras, el Consejo explique los motivos y las iniciativas adoptadas para corregir tal situación; y que, en particular, la Comisión de nombramientos vele para que al proveerse nuevas vacantes:*

- a) Los procedimientos de selección no adolezcan de sesgos implícitos que obstaculicen la selección de consejeras;*
- b) La compañía busque deliberadamente, e incluya entre los potenciales candidatos, mujeres que reúnan el perfil profesional buscado.*

3. MARCO TEÓRICO E HIPÓTESIS A CONTRASTAR

Diversidad de género de los Consejos de Administración: “The Business Case”.

Los argumentos que promueven e impulsan la presencia de mujeres en los Consejos de Administración de las empresas se podrían agrupar en dos subgrupos con un cariz muy distinto: económicos y morales (Gómez Ansón, 2012). El argumento económico a favor de la diversidad de género en los órganos de gobierno corporativo, el denominado “Business Case”, sostiene que la diversidad de género en los Consejos de Administración y en la Alta Dirección incrementa la productividad y el rendimiento de las compañías y, por tanto, la rentabilidad y el valor de las empresas (Catalyst, 2004; Terjesen et al., 2009). Como señalan distintos autores (ver, por ejemplo, Mallin, 2004 o Monks and Minow, 2004), entre las funciones del Consejo de Administración destacan: supervisar y controlar a los directivos, supervisar el cumplimiento de las leyes y regulaciones, suministrar información y asesorar a los directivos y vincular a la empresa con el entorno en el que se enmarca. La diversidad del Consejo de Administración en general, y de género en particular, puede ayudar a un mejor cumplimiento de estas funciones. Así, Carter, Simkins y Simpson (2003) sostienen, por ejemplo, que un Consejo de Administración heterogéneo ejerce mejor las funciones de supervisión y control al ser éste más independiente. La diversidad aportaría también nuevas perspectivas y enfoques y aumentaría la creatividad y la innovación contribuyendo de forma positiva a la toma de decisiones. (Hillman et al., 2003). Además, la diversidad del Consejo enviaría señales positivas al mercado y proporciona legitimidad a la compañía. (Carter et al. 2010). Hay que considerar además, que distintos autores señalan como el comportamiento de las mujeres consejeras difiere del de los hombres en distintos

aspectos, como, por ejemplo, serían menos propensas a presentar problemas de asistencia al Consejo (Adams and Ferreira, 2009), o tenderían a ser más benevolentes, menos tradicionales y más preocupadas por factores de estímulo (Adams and Funk, 2012).

Sin embargo, también existen argumentos que sugieren que la presencia femenina y la diversidad del Consejo pueden influir de forma negativa en la ejecución de sus funciones. Por ejemplo, autores como Williams and O'Reilly (1998), Earley y Mosakowsky (2000) y Putnam (2007) afirman que la diversidad disminuye la cooperación entre consejeros, dificulta la comunicación y ralentiza el proceso de toma de decisiones; y aunque las mujeres estén igual de cualificadas que los hombres en lo que nivel educativo se refiere, es menos probable que posean una amplia experiencia (Terjesen et al., 2009). Además, si las mujeres son nombradas consejeras como un “símbolo o señal” y no por sus cualidades y habilidades, estos nombramientos reducirán el valor de la empresa (Kanter, 1977).

Tal y como se observa en la Tabla 3, la evidencia empírica sobre el denominado “Business Case” no es concluyente. Varios estudios para el caso estadounidense encuentran evidencia de una relación positiva entre la proporción de mujeres consejeras y el rendimiento empresarial (Carter et al., 2003; Erhard et al., 2003; Catalyst, 2004). Estos resultados se ven respaldados por Ellis y Keys (2003) que constatan una reacción positiva de los mercados ante la diversidad de género en los Consejos. Estudios más recientes, sin embargo, encuentran que esta relación positiva desaparece e incluso se torna negativa cuando se controla por la heterogeneidad no observada y se tiene en cuenta el potencial problema de causalidad inversa (Adams and Ferreira, 2009). Además, hay que considerar que el efecto de la diversidad del Consejo sobre el valor de la empresa puede depender de ciertas características de las sociedades y/o del entorno en el que operan. Por ejemplo, Anderson et al. (2011) muestran que la diversidad del Consejo influye positivamente sólo en el valor de las compañías que operan en entornos complejos, siendo el valor de la empresa más sensible ante las características ocupacionales de los consejeros, tales como la experiencia o el nivel formativo, que ante las características sociales, como son la edad o el sexo. Carter et al. (2010) no encuentran relación significativa, ni positiva ni negativa, entre la diversidad de género y el valor de la empresa. En esta línea, Farrell and Hersch (2005) muestran la falta de reacción del mercado ante el nombramiento de mujeres como consejeras.

En el contexto europeo la evidencia empírica tampoco es concluyente. Así, entre los estudios que encuentran evidencia a favor del “Business Case”, están Ryan y Haslam (2005) en Reino Unido, Kotiranta et al. (2007) en Finlandia, Ferrary (2010) para el caso francés, Lückerath-Rovers (2010) en el contexto holandés o Campbell et al. (2008, 2010) para el caso español. Por el contrario, Böhren y Ström (2010) tras controlar por la heterogeneidad no observable y la endogeneidad, encuentran una relación negativa entre la presencia femenina en los Consejos y el valor de la empresa para el caso noruego. Existen también estudios que no encuentran una relación significativa, como son los de Smith et al. (2006) y Rose (2007) en Dinamarca o Ahern y Dittmar (2010) en Noruega.

Tabla 3: Presencia de mujeres en los Consejos de Administración y valor de la empresa: evidencia empírica.

<i>Estudios de eventos</i>	
E.E.U.U	Ellis y Keys (2003) (+) Farrell y Hersch (2005) (no hay evidencia de relación)
Europa	Noruega: Ahern y Dittmar (2010) (no hay evidencia de relación) España: Campbell y Mínguez-Vera (2010) (+)
<i>Correlaciones, diferencias de medias, regresiones y estudios con datos de panel</i>	
E.E.U.U	Adams y Ferreira (2009) (+, - tras considerar efectos fijos/variables instrumentales) Anderson , Reeb, Upadhyay y Zhao (2011) Carter, Simkins y Simpson (2003) (+) Carter, D’Souza, Simkins y Simpson (2010) (sin relación) Catalyst (2004) (+) Catalyst (2007) (+) Erhardt, Werbel y Shrader (2003) (+) Shrader, Blackburn e Iles (1997) (-) Zahra y Stanton(1988) (-, sin relación dependiendo de la metodología)
Europa	Dinamarca: Rose (2007) (sin relación) y Smith, Smith, y Verner (2006)* (sin relación) Finlandia: Kotiranta, Kovalainen y Rouvinen (2007) (+) Francia: Ferrary (2010) (+) Noruega: Böhren & Ström (2010) (-), Ahern y Dittmar (2010) (sin relación) España: Campbell y Mínguez-Vera (2008, 2010) (+), Mínguez-Vera y López Martínez (2010)(+)* Suecia: Lönnquist <i>et al.</i> (2006) (+) Países Bajos: Lückerath-Rovers (2010) (+) Reino Unido: Ryan y Haslam (2005) (+)
Resto del Mundo	Canada: Francoeur, Labelle y Sinclair-Desgagne (2008) (+) Indonesia: Darmadi (2011) (el signo depende del ratio de performance) Turquia: Ararat, Aksu y Cetin (2010) (sin relación)

Estudios multi-país	Europa: McKinsey & Company (2007) (+) 6 países europeos (Reino Unido, Francia, Alemania, España, Noruega y Suecia) y países BRIC (Brasil, Rusia, India y China: McKinsey & Company(2010) (+) OCDE (bancos): Gulamhussen y Fonte Santa (2010) (+ con ratios de performance y – con medidas de riesgo)
---------------------	--

*Estudios que utilizan muestras de sociedades no cotizadas.

Fuente: Adaptación de la Tabla de Gómez Ansón (2012)

La incongruencia en los resultados podría tener su origen en el distinto diseño de los estudios: diferentes muestras (tipos de sociedades, periodos de estudio), definiciones de la diversidad de género (presencia de mujeres, proporción de mujeres, etc.), medidas de valor de la empresa (punto de vista contable o de mercado), metodología y contextualización dentro del país y en el entorno institucional (Gómez Ansón, 2012).

De acuerdo con lo expuesto, y considerando los argumentos del denominado “Business Case” se propone la siguiente hipótesis a contrastar:

H1: La diversidad de género en los Consejos de Administración influye significativa y positivamente en el valor y rentabilidad de la empresa.

Si bien es verdad que la evidencia muestra que el establecimiento de legislación a favor de la igualdad de género incrementa el número de nombramientos de consejeras, no sólo en el caso de establecimiento de cuotas -“hard law”-, sino también en el caso de recomendaciones al respecto en Códigos de Buen Gobierno -“soft-law”, (European Professional Women’s Network Monitor, 2010), estudios recientes sugieren que la implantación de cuotas podría reducir el valor de la empresa (Ahern y Dittmar, 2010; Storvik y Teigen, 2010; Bertrand et al., 2014). Estos estudios analizan la experiencia noruega, país en el que 2003 se estableció una cuota de obligado cumplimiento, sujeta a la disolución de la compañía en caso de incumplimiento, del 40% de mujeres en los Consejos de Administración. El establecimiento de esta cuota llevó a las compañías noruegas a nombrar consejeras más jóvenes, con menos experiencia en puestos ejecutivos y más propensas a ser designadas consejeras no ejecutivas, en relación con las mujeres nombradas anteriormente, que presentaban características similares a las de los hombres. De acuerdo con estos argumentos se plantea la siguiente hipótesis:

H2: La entrada en vigor de normativa que promueve la diversidad de género tiene un efecto positivo sobre el valor y rentabilidad de la empresa.

4. BASE DE DATOS, VARIABLES Y METODOLOGÍA

4.1.- Base de datos y muestra

La base de datos del estudio está compuesta por el conjunto de las sociedades no financieras cotizadas en los mercados de valores españoles durante el periodo 2004-2010. Las empresas financieras y aseguradoras no se incluyeron debido a sus características específicas (regulación, especificidad de su normativa contable...). Se estimaron las variables consideradas en el estudio, extrayéndose manualmente información sobre el número de mujeres consejeras, tamaño de los consejos de administración, existencia de distintas comisiones de los consejos y número de mujeres en las distintas comisiones del consejo a partir de los Informes Anuales de Gobierno Corporativo depositados por las empresas cotizadas en la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV). Para clasificar los consejeros se ha seguido la clasificación que realizan las empresas en los Informes Anuales de Gobierno Corporativo (consejeros ejecutivos, dominicales, independientes y otros o grises). Se construyeron y estimaron las variables relativas a la rentabilidad y valor de la empresa, y otras características de las empresas (incluido el sector de actividad) partiendo de la información económico-financiera de las empresas y de la base de datos de la Sociedad de Análisis de Balances Ibéricos (SABI).

La muestra finalmente empleada es el resultado de realizar las siguientes exclusiones de la base de datos inicialmente considerada:

- a) Empresas para las que no se disponía de un mínimo de cuatro observaciones consecutivas para el periodo estudiado.
- b) Empresas para las que no fue posible obtener alguna de las variables consideradas en los análisis.

Tras aplicar estos filtros la muestra empleada en el estudio asciende a un total 107 empresas construyéndose un panel incompleto 683 observaciones. Se trata de un panel incompleto al producirse entradas y salidas a cotización, quiebras, nuevas admisiones a cotización de empresas, etc durante el periodo de estudio. Como se observa en la Tabla 4, el porcentaje de observaciones-año es bastante equilibrado a lo largo del periodo objeto de estudio.

Tabla 4: Distribución de empresas y observaciones a lo largo del panel

Año	Nº de empresas	% de empresas
2004	87	12,74
2005	90	13,18
2006	96	14,06
2007	107	15,67
2008	105	15,37
2009	101	14,79
2010	97	14,20
Total	683	100

4.2. Variables

Como se puede observar en la tabla 5 se han definido un conjunto de variables que podríamos agrupar en tres categorías: variables referidas a ratios de valor y rentabilidad, variables que se refieren a la diversidad de género de los Consejos de Administración y variables de control. A continuación se describen dichas variables.

a) *Variables de rentabilidad y valor de la empresa.*

Las variables que se refieren a medidas de rentabilidad y valor de la empresa son las siguientes: La rentabilidad sobre el activo total (rentabilidad económica), la rentabilidad sobre los recursos propios (rentabilidad financiera) y un indicador del valor de la empresa, variable proxy del ratio q de Tobin definida como el valor de mercado de la empresa o capitalización más el valor en libros de su deuda, dividido todo ello entre el valor en libros del activo total. Dada la influencia sectorial en los valores de estos ratios, las tres variables se han corregido en función del sector en el que opera cada sociedad, siendo definidas como el valor del ratio para cada empresa-año menos el valor medio del sector al que pertenece la empresa para cada año.

b) *Variables referidas a la diversidad de género en los consejos de administración.*

La diversidad de género de los Consejos de Administración se ha medido definiéndose un total de trece variables. Seis de estas variables son dicotómicas y toman el valor uno cuando una empresa en cuestión presenta cierto número de consejeros del sexo femenino para cada año (una mujer consejera EC1, al menos una ECA1, al menos dos ECA2, y así sucesivamente: ECA3, ECA4 y ECA5).

Estas variables reflejan “la presencia” de mujeres en las empresas. Cinco variables continuas recogen el porcentaje de mujeres miembros del Consejo de Administración de forma genérica y atendiendo a la distinta tipología de consejeros, a saber, ejecutivo, independiente, dominical y gris (PMUCA, PMUCI, PMUCE, PMUCD, PMUCG). Por último, se han calculado y aplicado a nuestro estudio dos índices de diversidad: el índice de Blau y el índice de Shannon (BLAU, SHANNON) frecuentemente utilizados en campos como la demografía, la ecología o la biología, pero también en estudios de diversidad de género (ver Campbell et al, 2008; Mínguez-Vera et al., 2010).

El Índice de Blau (Simpson, 1949 y Blau, 1977) sigue la siguiente expresión:

$$1 - \sum_{i=1}^n p_i^2$$

Donde p_i representa el porcentaje de consejeros de cada categoría, en nuestro caso sexo, y n el número de categorías. Este índice toma valores comprendidos entre 0 y 0,5; cuanto más próximo esté el valor que tome el índice de Blau a 0,5, más equilibrado estará el Consejo de Administración en lo que a cuestión de género se refiere.

El Índice de Shannon (Shannon, 1948 y Wiener, 1961) es calculado como:

$$- \sum_{i=1}^n p_i \ln(p_i)$$

Donde p_i y n se definen análogamente al Índice de Blau. Éste toma valores comprendidos en el intervalo [0; 0,69] tomando el valor cero en el caso de un Consejo de Administración integrado exclusivamente por individuos de un sexo y el valor 0,69 en el suceso contrario, es decir, cuando el número de consejeros de cada sexo es el mismo.

c) *Variables de control.*

Como variables de control se incluyen: el tamaño de la empresa medido por el activo total de cada empresa expresado en logaritmos, (LNAT); el tamaño del Consejo de Administración, esto es el número de consejeros que integran el mismo, también expresado en logaritmos (LNSIZE); y el ratio de endeudamiento, a saber, la deuda total de la sociedad entre sus recursos propios (ENDER).

Tabla 5: Definición de las Variables

VARIABLE	DESCRIPCIÓN
VALOR DE LA EMPRESA	
ROA	Rentabilidad sobre el activo: Beneficio neto dividido entre el activo total
AROA	Rentabilidad sobre el activo ajustada en función del sector: Rentabilidad del activo de la empresa - la rentabilidad del activo media del sector cada año
ROE	Rentabilidad sobre los recursos propios: Beneficio neto dividido entre los fondos propios
AROE	Rentabilidad sobre los recursos propios ajustada en función del sector: Rentabilidad de los recursos propios de la empresa - la rentabilidad de los recursos propios media del sector cada año
VALUE	Valor de mercado de la empresa o capitalización + valor en libros de la deuda dividido entre el valor en libros del activo total
AVALUE	Valor ajustado por sector: Valor de la empresa - valor medio del sector cada año
DIVERSIDAD DE GÉNERO	
EC1	Variable dummy que toma el valor 1 cuando la empresa tiene una mujer formando parte de su Consejo de Administración y 0 en cualquier otro caso
ECA1	Variable dummy que toma el valor 1 cuando la empresa tiene al menos una mujer formando parte de su Consejo de Administración y 0 en cualquier otro caso
ECA2	Variable dummy que toma el valor 1 cuando la empresa tiene al menos dos mujeres formando parte de su Consejo de Administración y 0 en cualquier otro caso
ECA3	Variable dummy que toma el valor 1 cuando la empresa tiene al menos tres mujeres formando parte de su Consejo de Administración y 0 en cualquier otro caso
ECA4	Variable dummy que toma el valor 1 cuando la empresa tiene al menos cuatro mujeres formando parte de su Consejo de Administración y 0 en cualquier otro caso
ECA5	Variable dummy que toma el valor 1 cuando la empresa tiene al menos cinco mujeres formando parte de su Consejo de Administración y 0 en cualquier otro caso
PMUCA	Proporción de mujeres que forman parte del Consejo de Administración
PMUCI	Proporción de mujeres Consejeras Independientes
PMUCE	Proporción de mujeres Consejeras Ejecutivas
PMUCD	Proporción de mujeres Consejeras Dominicales
PMUCG	Proporción de mujeres Consejeras Grises
IB	Índice de Blau = $1 - \sum_{i=1}^n P_i^2$ donde P_i es el porcentaje de consejeros de cada sexo
IS	Índice de Shannon = $-\sum_{i=1}^n P_i \ln P_i$ donde P_i es el porcentaje de consejeros de cada sexo
CONTROL	
LNSIZE	Tamaño del Consejo de Administración (logaritmos)
LNAT	Activo total (logaritmos)
ENDER	Ratio de endeudamiento (Deuda total dividido entre los fondos propios)

4.3. Metodología

En primer lugar, para las variables definidas se realiza un análisis descriptivo básico, por periodos y de forma agregada, y un análisis de correlaciones entre las variables.

Para contrastar la hipótesis 1 del estudio se estima una regresión como sigue:

$$VE_{it} = \alpha + \beta_1 DG_{it} + \sum_{j=2}^4 \beta_j CV_{jit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, 107 \quad t = 2004, \dots, 2010$$

Siendo:

VE_{it} = Medidas de valor y rentabilidad de empresa: AROA, AROE, AVALUE

DG_{it} = Medidas de diversidad de género del CA: Índice de Blau, Índice de Shannon, "Porcentaje de Mujeres en el CA" y "Presencia de al menos una mujer en el consejo"

CV_{jit} = Variables de control: Ratio de Endeudamiento, Activo total (en logaritmos) y Tamaño del Consejo (en logaritmos)

u_{it} = Término de error

Como variables independientes para contrastar la hipótesis 2 se incluyen en la regresión una variable dummy que toma valor 1 si la observación corresponde al periodo coincidente con la entrada en vigor del Código Unificado de Buen Gobierno (Código Conthe) y de la Ley de Igualdad o posterior, esto es años 2007-2010, y 0 en caso contrario. Adicionalmente para estimar si la entrada en vigor de la normativa influye en la relación diversidad de género valor/rentabilidad empresarial se introducen variables multiplicativas resultantes de multiplicar dicha variable dummy por las variables representativas de diversidad de género del consejo de tipo continuo (porcentaje de mujeres en el consejo de administración, índice de Blau e índice de Shannon).

Estas regresiones se estiman utilizando las metodologías de mínimos cuadrados ordinarios y datos de panel (efectos fijos y aleatorios). A continuación se describen los problemas subyacentes a las relaciones a estimar para cada metodología a utilizar.

Para obtener estimaciones consistentes utilizando un modelo de regresión lineal por *Mínimos Cuadrados Ordinarios*, debemos asegurarnos que ninguno de los supuestos básicos Gauss-Markov sea violado. A saber:

GM1: Linealidad $E(u) = 0$.

GM2: Ausencia de dependencia lineal entre las variables explicativas.

GM3: Exogeneidad de las variables explicativas respecto al término de error $E(u|X) = 0$.

GM4: Homocedasticidad $E(uu') = \sigma^2\mathbf{I}$.

Cada una de las sociedades que componen la muestra puede presentar ciertas peculiaridades no recogidas por las variables establecidas, invariantes en el tiempo y que, por tanto, una estimación por MCO no tendría en cuenta (Hsiao, 1986). Estos efectos específicos pasarían a estar recogidos por el término de error provocando un potencial problema de endogeneidad, al ser probable que el término de error se encuentre correlacionado con ciertas variables explicativas incluidas en el modelo. Nos encontraríamos, por tanto, ante una violación del supuesto básico del método MCO que establece la exogeneidad de las variables explicativas respecto al término de error, obteniendo a través de este método estimaciones sesgadas e inconsistentes de los parámetros de interés. Estudios como el presente suelen presentar esta característica. Anderson et al. (2011) encuentran evidencia de que la complejidad del entorno en que operan las empresas cotizadas influye de forma positiva en la diversidad o heterogeneidad de sus Consejos de Administración y ésta a su vez en el valor de la empresa. La heterogeneidad de los Consejos de Administración de las empresas cotizadas, en lo que a cuestión de género se refiere, es nuestra principal variable explicativa, aquella para la que se cuantificará su influencia sobre el valor de la empresa. Así mismo, la complejidad del entorno en el que opera cada una de las empresas se configuraría como un efecto individual específico omitido en nuestro modelo. A la luz de lo expuesto existen motivos para creer que al menos una de las variables explicativas es endógena, haciendo inviable el uso de la metodología Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Es preciso tener en cuenta la heterogeneidad no observada para obtener estimaciones consistentes y eficientes, presentándose *la metodología datos de panel*, que combina datos de corte transversal y series temporales, como la mejor herramienta. Una de las ventajas de los modelos de datos de panel es precisamente la posibilidad que ofrecen de controlar la heterogeneidad no observada, siendo fundamental cuando los datos

utilizados pertenecen a empresas. Cada empresa presenta un comportamiento específico difícil de recoger en variables independientes concretas.

La aplicación de modelos de datos de panel en estudios empíricos nos ofrece la posibilidad estudiar el carácter dinámico de la población, esto es, tener en cuenta en nuestras estimaciones la existencia de dependencia temporal. Además, la posibilidad de trabajar con paneles de datos incompletos nos permite mitigar el sesgo de deserción (attrition bias). Es decir, en nuestro caso, la vida de las empresas no tiene porque coincidir con todo el periodo temporal que se pretende analizar; a lo largo del mismo pueden producirse quiebras, fusiones, salidas del mercado de valores, etc. que conllevarían a la salida de dichas empresas de la muestra. Los modelos de datos de panel permiten conservar y explotar la información disponible para cada empresa pudiendo incluso ésta contener condicionantes a la desaparición de las mismas. A todo esto habría que añadir la riqueza de los datos que proporcionan más información, variabilidad, eficiencia, grados de libertad y la oportunidad de identificar y cuantificar efectos que no pueden ser detectados por modelos de corte transversal o de series temporales, a saber, los efectos individuales específicos y temporales.

A la hora de incluir la heterogeneidad no observada en un modelo de datos de panel hay que considerar la relación que presenta la misma con las variables independientes para seleccionar que tipo de modelo es el más adecuado: un modelo de efectos fijos o un modelo de efectos aleatorios.

Los modelos de efectos fijos consideran los efectos específicos de cada empresa como un conjunto de parámetros más a estimar, permitiendo que estos puedan estar correlacionados con el resto de variables independientes. De esta forma, cada empresa llevaría asociado su propio intercepto y éstos cuantificarían el efecto de la heterogeneidad no observada sobre la variable dependiente.

$$VE_{it} = \alpha + \beta_1 DG_{it} + \sum_{j=2}^4 \beta_j CV_{jit} + \mu_i + u_{it}$$

$$i = 1, \dots, 107 \quad t = 2004, \dots, 2010$$

Donde:

$\mu_i = \text{efectos individuales específicos}$

Este modelo presenta como principal ventaja la falta de necesidad de establecer supuestos sobre la relación de los efectos específicos individuales y las variables independientes. Sin embargo, los modelos de efectos fijos consumen muchos grados de libertad. Esto ocurre porque estos modelos incluyen un elevado número de variables dummies para controlar la heterogeneidad no observada entre empresas, haciendo que el número de observaciones independientes decrezca. Como posible solución a la pérdida de grados de libertad, cuando tan solo estamos interesados en estimar los parámetros poblacionales de las variables independientes de interés, en nuestro caso las variables que recogen la diversidad de género en los Consejos de Administración y las variables de control, es realizar la transformación intra grupos. Con este procedimiento eliminaríamos de nuestro modelo los términos que recogen la heterogeneidad no observable, es decir, los efectos individuales específicos de cada empresa obteniendo estimadores consistentes y eficientes. Cabe señalar que con esta transformación se eliminarían todas las variables de interés que no varían en el tiempo, siendo este uno de los principales problemas de los modelos de efectos fijos.

Transformación intra grupos:

$$(VE_{it} - \overline{VE}_i) = \beta_1(DG_{it} - \overline{DG}_i) + \sum_{j=2}^4 \beta_j(CV_{jit} - \overline{CV}_{ji}) + (u_{it} - \bar{u}_i)$$

$$i = 1, \dots, 107 \quad t = 2004, \dots, 2010$$

Donde:

$$\overline{VE}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T VE_{it} \quad ; \quad \overline{DG}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T DG_{it} \quad ; \quad \overline{CV}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T CV_{it} \quad ; \quad \bar{u}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it}$$

Los modelos de efectos aleatorios incluyen en su especificación los efectos de cada empresa como parte del término de error. Al contrario que en los modelos de efectos fijos, cuando la heterogeneidad no observada es considerada como un efecto aleatorio todas las empresas que componen la muestra comparten un mismo intercepto, evitando así la pérdida de grados de libertad.

$$VE_{it} = \alpha + \beta_1 DG_{it} + \sum_{j=2}^4 \beta_j CV_{jit} + u_{it} \text{ donde } u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

$$i = 1, \dots, 107 \quad t = 2004, \dots, 2010$$

Sin embargo, dado que los efectos específicos están incorporados en el término de error, los modelos de efectos aleatorios establecen supuestos más restrictivos que el modelo anterior sobre el comportamiento de los mismos. A saber, los efectos individuales no pueden estar correlacionados con las variables independientes del modelo $E[\mu_i | DG_{i1}, \dots, DG_{iT}, CV_{ji1}, \dots, CV_{jiT}] = 0$. De lo contrario, obtendríamos estimaciones sesgadas e inconsistentes como resultado de la incorporación de regresores endógenos en nuestro modelo. Existen diferentes procedimientos para obtener estimadores consistentes, como el Estimador Agrupado o el Estimador Entre Grupos. Sin embargo, el procedimiento de estimación de este modelo para la obtención de estimadores consistentes y eficientes es Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (MCGF). Esto es así al no ser la matriz de varianzas y covarianzas del término de error una matriz diagonal, al formar parte del término de error los efectos individuales. $\Omega \equiv V(u)$

Elementos de la diagonal principal:

$$V(u_{it}) = V(\mu_i + v_{it}) = \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$$

Covarianzas:

$$Cov(u_{it}, u_{is}) = Cov(\mu_i + v_{it}, \mu_i + v_{is}) = \sigma_\mu^2 \quad \forall i \quad \forall t \neq s$$

$$Cov(u_{it}, u_{js}) = 0 \quad \forall i \neq j \quad \forall t, s$$

El modelo a estimar:

$$(VE_{it} - \hat{\theta} \overline{VE}_i) = \beta_1 (DG_{it} - \hat{\theta} \overline{DG}_i) + \sum_{j=2}^4 \beta_j (CV_{jit} - \hat{\theta} \overline{CV}_{ji}) + (u_{it} - \hat{\theta} \overline{u}_i)$$

$$i = 1, \dots, 107 \quad t = 2004, \dots, 2010$$

Dónde:

$$\hat{\theta} = 1 - \frac{\hat{\sigma}_v}{\sqrt{\hat{\sigma}_v^2 + T\hat{\sigma}_\mu^2}}$$

Para seleccionar cuál de estos dos modelos es más apropiado, como se señaló anteriormente, debemos conocer la relación existente entre las variables independientes de nuestro modelo con los efectos específicos individuales. Para ello realizamos el test de Hausman (Hausman, 1978), cuya hipótesis nula es la ausencia de correlación entre ambos: $E[\mu_{it}|DG_{i1}, \dots, DG_{iT}, CV_{ji1}, \dots, CV_{jiT}] = 0$. El test de Hausman compara bajo la hipótesis nula dos estimadores: uno obtenido mediante un modelo de efecto fijos que es consistente tanto bajo la hipótesis nula como bajo la alternativa (Estimador Intra Grupos) y otro obtenido mediante un modelo de efectos aleatorios que es inconsistente bajo la hipótesis alternativa pero consistente y más eficiente que el primero bajo la hipótesis nula (Estimador Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles). Así, una diferencia significativa entre ambos evidenciaría el incumplimiento de la hipótesis nula.

El estadístico de Hausman vendría definido por la siguiente expresión:

$$H = (\hat{\beta}_{IG}^* - \hat{\beta}_{MCGF}^*) \left[V(\hat{\beta}_{IG}^*) - V(\hat{\beta}_{MCGF}^*) \right]^{-1} (\hat{\beta}_{IG}^* - \hat{\beta}_{MCGF}^*) \xrightarrow{d} \chi_k^2$$

Donde k es el número de regresores del modelo de efectos fijos una vez realizada la transformación intragrupos.

Por tanto, si rechazamos la hipótesis nula de no autocorrelación, el modelo más apropiado es el modelo de efectos fijos al incluir en la especificación del modelo los efectos específicos como variables independientes permitiendo la correlación de los mismos con el término de error.

Adicionalmente, con el objetivo de analizar las posibles diferencias significativas en las variables consideradas atendiendo a diferentes características de las empresas se realizan análisis de muestras independientes utilizando el test no paramétrico U Mann-Whitney para las variables continuas, después de comprobar, a través del test Kolmogorov-Smirnov, la no normalidad de las variables empleadas en el estudio (Tabla 6). La única variable que seguiría una distribución normal es el ratio de endeudamiento,

por tanto, se realizará una prueba t-Student cuando sea considerada. A su vez, para las variables binarias se realizará el test Chi-cuadrado.

Tabla 6: Test Kolmogorov-Smirnov

Variable	Z
Mujeres Consejeras (%)	7,665***
Mujeres Consejeras Independientes (%)	12,050***
Mujeres Consejeras Ejecutivas (%)	13,686***
Mujeres Consejeras Dominicales (%)	9,843***
Mujeres Consejeras Grises (%)	13,804***
Índice de Blau	8,117***
Índice de Shannon	8,486***
Tamaño del Consejo de Administración	3,395***
Tamaño del Consejo de Administración (log)	2,274***
Activo total (log)	1,445**
Ratio de endeudamiento	1,151
ROA	4,136***
ROE	8,610***
VALUE	6,687***
AROA	6,188***
AROE	8,692***
AVALUE	6,374***

Notas: H_0 : Normalidad – *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%

5. RESULTADOS

5.1. Estadística descriptiva y análisis de correlaciones

Un 49,05% de las empresas cotizadas tienen al menos una mujer integrando su Consejo de Administración, estando éste, en media, integrado por 11 Consejeros (Tabla 7). Sin embargo, este porcentaje se reduce hasta el 15,67% y el 5,71% de las empresas cuando consideramos si el Consejo tiene al menos dos y tres mujeres consejeras respectivamente. El porcentaje medio durante el periodo de mujeres consejeras se sitúa en el 6,87%, siendo también reducidos los valores de los índices de Blau y Shannon que toman un valor medio de 0,1127 y 0,1881 respectivamente. Atendiendo a la tipología de los consejeros, el mayor porcentaje de mujeres lo encontramos entre los consejeros dominicales (9,29%) y el más reducido entre los grises (0,91%). El peso de la mujer entre los consejeros españoles con funciones ejecutivas no alcanza el 2%, revelando este dato la escasa participación de la mujer en la toma en los puestos ejecutivos de las empresas cotizadas españolas (ver también Gómez Ansón, 2012)

El activo medio de las sociedades cotizadas españolas que forman parte de muestra se sitúa en 5.671.209 euros, alcanzando el ratio de endeudamiento el 60,96% durante el periodo de estudio. La rentabilidad media sobre el activo de las empresas consideradas se sitúa en un 5,82% durante el periodo, siendo el diferencial de rentabilidad de las empresas con respecto al sector en el que operan del 2,33%. La rentabilidad sobre los fondos propios de las compañías es del 4,01%.

Tabla 7: Estadísticos Descriptivos

	N	Media	Des. T	Mínimo	Mediana	Máximo
VALOR DE LA EMPRESA						
ROA	683	0,0582	0,1065	-0,8407	0,0548	0,7189
ROE	683	0,0401	0,8568	-13,9425	0,1095	2,5291
VALUE	683	1,6508	1,316	0,2608	1,2502	12,5072
AROA	683	0,0233	0,1486	-0,4875	0	1,5562
AROE	683	-0,0298	0,7796	-13,129	0	2,8769
AVALUE	683	0,3312	1,3054	-3,8766	0	12,5072
DIVERSIDAD DE GÉNERO						
Empresas con una mujer en el CA (%)	683	33,38	47,19	0	0	1
Empresas con al menos una mujer en el CA (%)	683	49,05	50,03	0	0	1
Empresas con al menos dos mujeres en el CA (%)	683	15,67	36,37	0	0	1
Empresas con al menos tres mujeres en el CA (%)	683	5,71	23,22	0	0	1
Empresas con al menos cuatro mujeres en el CA (%)	683	2,2	14,67	0	0	1
Empresas con al menos cinco mujeres en el CA (%)	683	1,17	10,77	0	0	1
Mujeres Consejeras (%)	683	6,87	8,76	0	0	40
Mujeres Consejeras Independientes (%)	686	5,79	14,29	0	0	100
Mujeres Consejeras Ejecutivas (%)	683	1,65	8,6	0	0	100
Mujeres Consejeras Dominicales (%)	683	9,29	18,91	0	0	100
Mujeres Consejeras Grises (%)	683	0,91	8,44	0	0	100
Índice de Blau	683	0,1127	13,33	0	0	0,48
Índice de Shannon	683	0,1881	20,97	0	0	0,673
CONTROL						
Tamaño del Consejo de Administración	683	11,1245	3,7063	3	10	22
Activo total	669	5.671.209	14.212.424	15.929	796.114	1,09× 10 ⁸
Ratio de endeudamiento	669	0,6096	0,2043	0,0743	0,6166	2,7124

Los coeficientes de correlación entre las variables incluidas en el estudio se muestran en la tabla 8. Las variables que se refieren a la diversidad de género presentan, salvo alguna excepción, correlaciones significativas entre ellas. Los índices de diversidad de Blau y Shannon, por su definición, presentan un alto grado de correlación entre ellos y con el porcentaje de mujeres consejeras. Lo mismo ocurre con las variables referentes a la rentabilidad y al valor de la empresa. Las correlaciones entre variables de control, el ratio de endeudamiento, el logaritmo del activo total y el logaritmo del tamaño del Consejo, son significativas.

Además, se observa un coeficiente de correlación significativo de signo negativo entre la rentabilidad económica y las variables referentes a la diversidad de género: empresas con presencia femenina, porcentaje de mujeres en el Consejo de Administración e índices de Blau y Shannon, no así para la rentabilidad financiera y la proxy de valor de la empresa (excepto para la variable porcentaje de consejeras con funciones ejecutivas). Ello sugiere la potencial ausencia de relación entre el valor de la empresa y la rentabilidad financiera y la diversidad de género de los Consejos, no siendo este el caso cuando consideramos la variable proxy rentabilidad económica

Por otra parte, como sería de esperar, se observan coeficientes de correlación positivos significativos entre las variables que cuantifican el tamaño de la empresa (tamaño del consejo y activo total) con el número de empresas que cuentan con alguna mujer entre los miembros de su Consejo de Administración. Sin embargo, este coeficiente pasa a ser negativo cuando consideramos el porcentaje de mujeres consejeras y el tamaño de los consejos de administración. Estos datos sugieren una posible relación entre tamaño de empresa y diversidad de género⁴.

⁴ Análisis de correlaciones entre variables realizados no revelan factores de inflación de la varianza superiores a 10; no se encontraron en dichos análisis evidencia de multicolinealidad.

Tabla 8: Coeficientes de correlación

	EC1	ECA1	ECA2	ECA3	ECA4	ECA5	PMUCA	PMCI	PMCE	PMCD	PMCG	IB	IS	LNAT	LNSIZE	ENDER	ROA	ROE	VALUE	AROA	AROE	AVALUE	
EC1	1																						
ECA1	0,72***	1																					
ECA2	-0,31***	0,44***	1																				
ECA3	-0,17***	0,25***	0,57***	1																			
ECA4	-1,11***	0,15***	0,35***	0,61***	1																		
ECA5	-0,08**	0,11***	0,25***	0,44***	0,73***	1																	
PMUCA	0,27***	0,80***	0,75***	0,55***	0,34***	0,24***	1																
PMUCI	0,09**	0,41***	0,46***	0,22***	-0,02	-0,01	0,42***	1															
PMUCE	0,08**	0,20***	0,16***	0,16***	-0,03	-0,02	0,30***	-0,05	1														
PMUCD	0,13***	0,50***	0,53***	0,34***	0,27***	0,19***	0,71***	0,01	0,13***	1													
PMUCG	0,12***	0,11***	0,00	-0,03	-0,02	-0,01	0,08**	-0,04	-0,02	-0,034	1												
IB	0,36***	0,86***	0,72***	0,50***	0,31***	0,22***	0,99***	0,45***	0,28***	0,69***	0,09**	1											
IS	0,45***	0,92***	0,67***	0,45***	0,28***	0,20***	0,97***	0,46***	0,27***	0,66***	0,1**	0,99***	1										
LNAT	-0,08**	0,03	0,13***	0,16***	0,14***	0,14***	-0,04	0,06	-0,13***	-0,04	-0,02	-0,04	-0,03	1									
LNSIZE	-0,01	0,09*	0,14***	0,18***	0,21***	0,19***	-0,1***	0,07*	-0,14***	-0,13***	-0,04	-0,07*	-0,04	0,61***	1								
ENDER	-0,08**	-0,02	0,08**	0,07*	0,03	0,08*	-0,02	-0,02	-0,05	-0,01	-0,04	-0,02	-0,02	0,35***	0,23***	1							
ROA	-0,07*	-0,05	0,03	0,02	-0,02	-0,03	-0,02	-0,07*	0,04	0,01	0,08**	-0,03	-0,04	0,09**	0,09**	-0,14***	1						
ROE	0,00	0,00	0,01	0,03	0,02	0,01	0,00	0,00	0,02	0,05	-0,13***	0,00	0,00	0,08**	0,10***	-0,02	0,31***	1					
VALUE	-0,03	-0,05	-0,03	-0,06	-0,05	-0,05	-0,04	0,05	0,07*	0,06	-0,02	0,05	-0,05	-0,16***	-0,08**	-0,09**	0,43***	0,12***	1				
AROA	-0,13***	-0,13***	-0,01	-0,03	-0,03	-0,01	-0,08**	-0,07	0,01	-0,01	0,05	-0,09**	-0,10***	0,01	0,06	-0,15***	0,57***	0,16***	0,24***	1			
AROE	-0,02	-0,00	0,02	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01	0,02	0,04	-0,14***	-0,01	-0,01	0,07*	0,08**	-0,03	0,28***	0,96***	0,11***	0,19***	1		
AVALUE	-0,06	-0,04	0,02	-0,06	-0,05	-0,04	-0,01	-0,04	0,11***	0,07*	0,00	-0,01	-0,02	-0,14***	-0,04	-0,06	0,4***	0,1***	0,88***	0,30***	0,13***	1	

Nota: *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%

5.2. Impacto de la diversidad de género en los Consejos de Administración sobre el valor y rentabilidad de la empresa.

A continuación, se presentan los resultados relativos a la relación entre la diversidad de género en los Consejos y el valor y rentabilidad de la empresa (Hipótesis 1)

En un primer análisis, se analiza si hay diferencias significativas en las variables de rendimiento empresarial y en las variables de control entre consejos en los que existe presencia femenina y los que no. Los resultados que se muestran en la tabla 9 no muestran, excepto en un caso (AROA), diferencias significativas en las variables que aproximan el valor y la rentabilidad de la empresa entre los grupos considerados. Este resultado contradice la hipótesis 1, que sugería que la diversidad de género en los Consejos de Administración aumenta significativamente el valor y la rentabilidad de la empresa. Sí se observa que encontrar un Consejo de Administración compuesto íntegramente por hombres es menos frecuente entre empresas con Consejos más numerosos, algo que revelaba también el análisis de correlaciones.

Tabla 9: Diferencias de medias en las variables de valor y rentabilidad empresarial y de control entre las sociedades con Consejos mixtos y sociedades con Consejos íntegramente masculinos

	Media		Diferencia
	Masculino	Mixto	
VALOR DE LA EMPRESA			
ROA	0,0630	0,0532	-0,0098
ROE	0,0377	0,0425	0,0048
VALUE	1,7199	1,5791	-0,1408
AROA	0,0419	0,0040	-0,0379*
AROE	-0,0268	-0,0329	-0,0061
AVALUE	0,3787	0,2819	-0,0968
CONTROL			
Tamaño del Consejo de Administración	10,7644	11,4985	0,7341***
Activo total	6.691.638,55	4.677.870,29	2.013.768,26
Ratio de endeudamiento	0,6130	0,6062	-0,0068

Notas: Prueba t-student para muestras independientes para las variables con distribución normal (ENDER), prueba U Mann-Whitney para muestras independientes (resto de variables) – Diferencia definida como el valor medio de las variables en la sub-muestra de empresas con Consejos mixtos menos el valor medio en la sub-muestra de empresas con Consejos íntegramente masculinos

*** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%

Las tablas 10 y 11 muestran los resultados de los análisis de regresiones realizados con relación al contraste de la Hipótesis 1 con las metodologías de MCO y datos de panel (efectos fijos y efectos aleatorios) para, respectivamente, las variables dependientes

ratio proxy de valor de la empresa corregido por sector (AVALUE) y rentabilidad económica corregida por sector (AROA). No se muestran los resultados considerando como variable dependiente el ratio de rentabilidad financiera, pues en dicho caso los modelos no resultan estadísticamente significativos.

Los análisis muestran la influencia de las variables de diversidad: presencia de al menos una mujer consejero (modelo 1)⁵, porcentaje de mujeres (modelo 2), índice de Blau (modelo 3) e índice de Shannon (modelo 4). En el caso de la variable dependiente AVALUE (tabla 10), ninguna de las variables proxy de diversidad consideradas, en ninguna de las estimaciones, ni mínimos cuadrados ordinarios ni efectos fijos o aleatorios resulta estadísticamente significativa. Estos resultados no apoyan, por tanto, la Hipótesis 1. Los análisis de las estimaciones considerando como variable dependiente el ratio de rentabilidad económica (tabla 11), sugieren, por el contrario, una relación negativa entre las variables diversidad de género y la rentabilidad empresarial. Estos resultados contradicen la hipótesis 1 que establecía una relación positiva. Los resultados encontrados contradicen la existencia del denominado “Business Case” a favor de la diversidad de género en las empresas españolas y no están en consonancia con algunos trabajos previos como Campbell et al. (2008, 2010) para el caso español que sí apoyaban la existencia de una relación positiva entre diversidad de la empresa y rendimiento empresarial, siendo similares a los resultados de otros estudios que no apoyan el denominado “Business Case” como, por ejemplo, Böhren y Strön (2010), Smith et al. (2006), Rose (2007) o Ahern y Dittmar (2010). Sin embargo, debemos de ser cautos a la hora de extraer conclusiones de estos resultados. La aplicación del test de Hausman, independientemente de la variable dependiente considerada, sugiere que el modelo de datos de panel a aplicar es el de efectos aleatorios. A las consideraciones relativas a este resultado nos referiremos en el apartado de análisis adicionales y limitaciones del estudio.

⁵ Únicamente se ha considerado la variable que se refiere a la presencia de al menos una mujer consejero en las regresiones. Las variables alternativas, al menos dos, tres o cuatro, no se han considerado en los análisis que se muestran.

Tabla 10: Impacto de la diversidad de género en el valor de las empresas¹

	MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS				EFECTOS FIJOS				EFECTOS ALEATORIOS			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
ECA1	-0,0672 [-0,68]				-0,0609 [-0,61]				-0,0836 [-0,91]			
PMUCA		0,1 [0,18]				-0,1 [-0,15]				0,24 [-0,4]		
IB			0,0434 [0,12]				-0,1444 [-0,34]				-0,2209 [-0,58]	
IS				-0,012 [-0,05]				-0,1207 [-0,46]				-0,1679 [-0,71]
LNSIZE	0,4111** [2,24]	0,4043** [2,2]	0,4024** [2,19]	0,4001** [2,18]	0,0578 [0,23]	0,04004 [0,16]	0,0456 [0,18]	0,05 [0,2]	0,2844 [1,35]	0,2663 [1,27]	0,2687 [1,28]	0,2716 [1,29]
LNAT	-0,1417*** [-4,06]	-0,1413*** [-4,04]	-0,1412*** [-4,04]	-0,1411*** [-4,04]	-0,2752*** [-3,7]	-0,28*** [3,74]	-0,2775*** [-3,71]	-0,276*** [-3,69]	-0,1814*** [-3,67]	-0,1822*** [-3,68]	-0,1817*** [-3,67]	-0,1814*** [-3,67]
ENDER	-0,0931 [-0,36]	-0,0879 [-0,34]	-0,0879 [-0,34]	-0,0882 [-0,34]	-0,1959 [-0,87]	-0,2001 [-0,89]	-0,1988 [-0,89]	-0,1974 [-0,88]	-0,1523 [-0,71]	-0,156 [-0,72]	-0,1547 [-0,72]	-0,1537 [-0,71]
Constante	1,3940*** [3,47]	1,3628*** [3,35]	1,3672*** [3,36]	1,3784*** [3,39]	4,1309*** [3,56]	4,217*** [3,63]	4,1782*** [3,6]	4,1535*** [3,57]	2,2554*** [3,24]	2,2868*** [3,29]	2,2821*** [3,29]	2,2772*** [3,28]
Obs	669	669	669	669	669	669	669	669	669	669	669	669
R ²	0,0224	0,0217	0,0217	0,0217	0,0293	0,0287	0,0289	0,0291	0,0261	0,0252	0,0251	0,0252
F-WALD	4,82***	4,71***	4,71***	4,71***	4,22***	4,13***	4,15***	4,18***	16,55***	15,88***	16,05***	16,23***
Hausman ²									4,57	4,96	4,89	4,78

Nota: *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%

1. Variable dependiente AVALUE

2. Valor del estadístico del test de Hausman. Si se rechaza la hipótesis nula, solo estimación por efectos fijos resulta consistente.

Tabla 11: Impacto de la diversidad de género en la rentabilidad económica¹

	MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS				EFECTOS FIJOS				EFECTOS ALEATORIOS			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
ECA1	-0,0418*** [-3,69]				-0,0182** [-2,08]				-0,0211** [-2,52]			
PMUCA		-0,1216* [-1,85]				-0,0952 [-1,6]				-0,1056* [-1,91]		
IB			-0,0948** [-2,2]				-0,0686* [-1,83]				-0,0759** [-2,16]	
IS				-0,0704*** [-2,59]				-0,0454** [-1,96]				-0,0454** [-1,96]
LNSIZE	0,0471** [2,24]	0,0361* [1,7]	0,0367* [1,74]	0,0379* [1,8]	0,0029 [0,13]	-0,0005 [-0,02]	0,0006 [0,03]	0,0014 [0,06]	0,0147 [0,74]	0,0101 [0,51]	0,0111 [0,56]	0,0014 [0,06]
LNAT	0,0012 [0,3]	0,0018 [0,45]	0,0017 [0,42]	0,0016 [0,4]	-0,0037 [-0,58]	-0,0039 [-0,059]	-0,0036 [-0,55]	-0,0035 [-0,53]	-0,0006 [-0,11]	-0,00061 [-0,12]	-0,0005 [0,916]	-0,0035 [-0,53]
ENDER	-0,1341*** [-4,54]	-0,1312*** [-4,41]	-0,1314*** [-4,42]	-0,1318*** [-4,44]	-0,0643*** [-3,26]	-0,0647*** [-3,27]	-0,0646*** [-3,27]	-0,0644*** [-3,27]	-0,0683*** [-3,54]	-0,0686*** [-3,56]	-0,0685*** [-3,55]	-0,0644*** [-3,27]
Constante	-0,0016 [-0,04]	0,0017 [0,04]	0,0041 [0,09]	0,0055 [0,12]	0,1166 [1,14]	0,1243 [1,22]	0,119 [1,16]	0,1163 [1,14]	0,0445 [0,6]	0,05313 [0,72]	0,0507 [0,492]	0,1163 [1,14]
Obs	669	669	669	669	669	669	669	669	669	669	669	669
R ²	0,0468	0,0323	0,0401	0,037	0,0302	0,0272	0,0285	0,0294	0,0486	0,0329	0,0357	0,0389
F-WALD	9,2***	6,57***	6,94***	7,42***	4,34***	3,9***	4,09***	4,23***	20,54***	17,77***	18,81***	19,59***
Hausman ²									3,45	2,37	2,32	2,4

Nota: *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%

1. Variable dependiente AROA

2. Valor del estadístico del test de Hausman. Si se rechaza la hipótesis nula, solo estimación por efectos fijos resulta consistente.

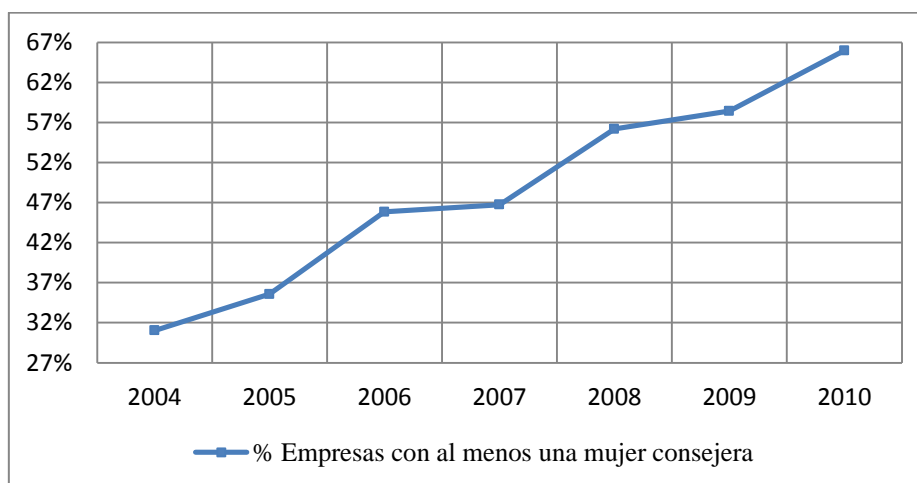
5.3. Impacto del Código Unificado de Buen Gobierno y de la Ley de Igualdad

Como paso previo al contraste de la Hipótesis 2, analizaremos la evolución de la diversidad de género a lo largo del periodo objeto de estudio.

Como puede observarse en la Tabla 12, la presencia femenina en los Consejos de Administración en España ha crecido a lo largo del periodo temporal 2004-2010. El porcentaje de sociedades con representación femenina se ha más que duplicado. Es destacable el incremento de 34,95 puntos acaecido desde 2004 hasta 2010 en el porcentaje de empresas que presentan al menos una mujer, pasando de un 31,03% en 2004 a un 65,98% en 2010 (Gráfico 3), aunque no parece que las normativas hayan tenido (excepto quizás en algún año puntual) especial relevancia en el incremento de consejos con al menos una mujer. De 2004 a 2006 el incremento fue del 47,77% mientras que de 2007 a 2010 fue de 41,19%

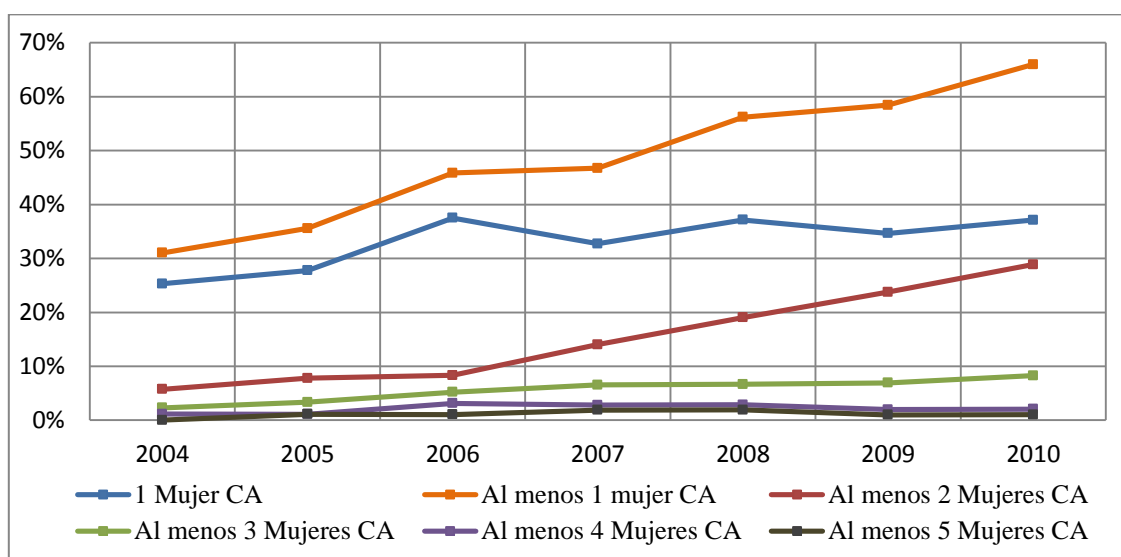
Mucho mayor ha sido el incremento en el porcentaje de sociedades que tiene más de dos mujeres en su Consejo de Administración pasando de un 5,75% en 2004 a un 28,87% en 2010, se ha multiplicado por cinco. (Gráfico 4)

Gráfico 3: Porcentaje de empresas con al menos una mujer en su CA (2004-2010)



Fuente: Elaboración propia

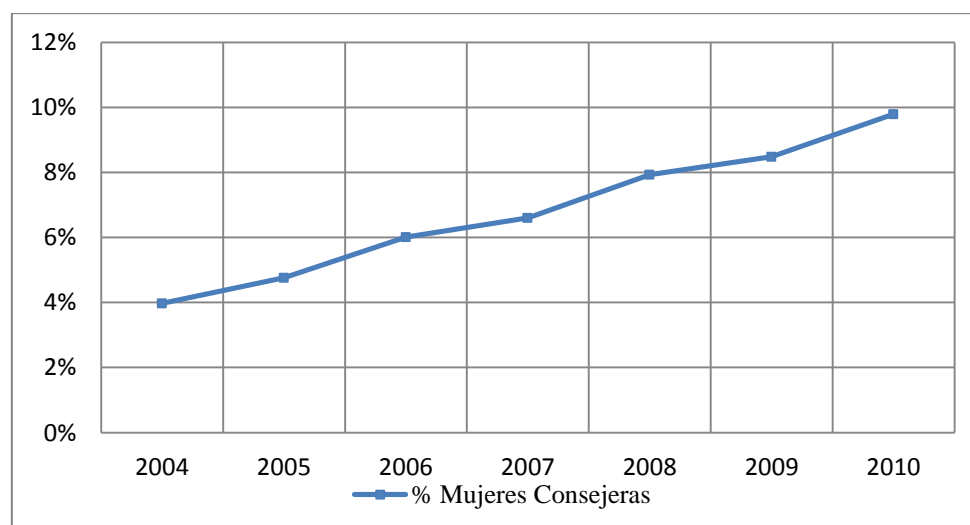
Gráfico 4: Porcentaje de empresas con mujeres en su CA (2004-2010)



Fuente: Elaboración propia

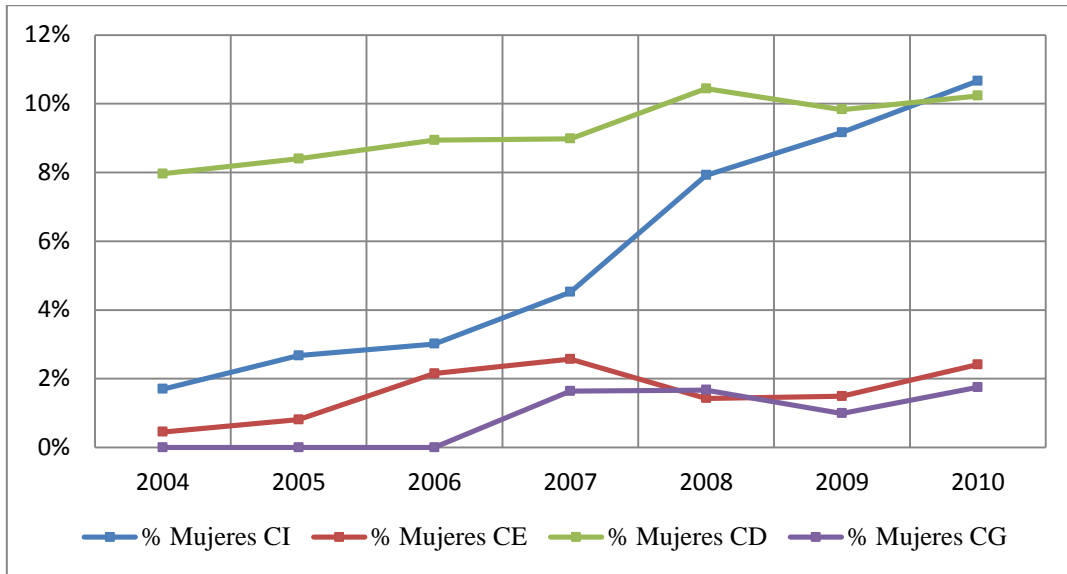
El porcentaje de mujeres miembros de un Consejo de Administración se ha más que duplicado en el periodo estudiado, pasando de un 3,97% a un 9,79% (Gráfico 5), no observándose incrementos superiores a partir de la entrada en vigor de la normativa, siendo el porcentaje de mujeres Consejeras Independientes el que ha experimentado un incremento más importante y constante. Sin embargo, el porcentaje de mujeres consejeras de las restantes tipologías ha tenido una evolución irregular en el tiempo y en el conjunto del periodo han experimentado un incremento relativamente reducido (Gráfico 6)

Gráfico 5: Porcentaje de mujeres consejeras (2004-2010)



Fuente: Elaboración propia

Gráfico 6: Porcentaje de mujeres consejeras en función de la tipología (2004-2010)



Fuente: Elaboración propia

Tabla 12: Estadísticos descriptivos: Medias anuales (2004-2010)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
VALOR DE LA EMPRESA							
ROA	0,0761	0,0732	0,0721	0,0745	0,0550	0,0254	0,0338
ROE	0,1312	0,1599	0,1594	0,1274	-0,0053	-0,1833	-0,0855
VALUE	1,6497	1,9876	2,0944	1,8463	1,2889	1,4695	1,2655
AROA	0,0343	0,0276	0,0352	0,0297	0,0170	0,0112	0,0101
AROE	0,0322	0,0377	0,0320	0,0145	-0,0527	-0,0966	-0,1638
AVALUE	0,3062	0,5773	0,4604	0,3602	0,1877	0,3022	0,1511
DIVERSIDAD DE GÉNERO							
Empresas con una mujer en el CA (%)	25,29	27,78	37,50	32,71	37,14	34,65	37,11
Empresas con al menos una mujer en el CA (%)	31,03	35,56	45,83	46,73	56,19	58,42	65,98
Empresas con al menos dos mujeres en el CA (%)	5,75	7,78	8,33	14,02	19,05	23,76	28,87
Empresas con al menos tres mujeres en el CA (%)	2,30	3,33	5,21	6,54	6,67	6,93	8,25
Empresas con al menos cuatro mujeres en el CA (%)	1,15	01,11	3,13	2,80	2,86	1,98	2,06
Empresas con al menos cinco mujeres en el CA (%)	0	1,11	1,04	1,87	1,90	0,99	1,03
Mujeres Consejeras (%)	3,97	4,76	6,01	6,60	7,93	8,48	9,79
Mujeres Consejeras Independientes (%)	1,70	2,67	3,01	4,52	7,92	9,16	10,66
Mujeres Consejeras Ejecutivas (%)	0,45	0,81	2,15	2,57	1,43	1,49	2,41
Mujeres Consejeras Dominicales (%)	7,96	8,40	8,94	8,98	0,44	9,83	10,23
Mujeres Consejeras Grises (%)	0	0	0	1,64	1,67	0,99	1,75
Índice de Blau	0,0665	0,0787	0,0999	0,1077	0,1293	0,1384	15,90
Índice de Shannon	0,1133	0,1325	0,1692	0,1795	0,2153	0,2296	26,27
CONTROL							
Tamaño del Consejo de Administración	11,3218	11,2444	11,0729	11,0280	11,1810	11,0396	11,0206
Activo total	3842343	4035162	4713343	5964197	6664400	6833412	7127002
Ratio de endeudamiento	0,5516	0,5520	0,5978	0,6272	0,6032	0,6318	0,6915
N	87	90	96	107	105	101	97

Para contrastar la Hipótesis 2 definimos una variable dummy (LEY) que toma valor 1 en los años 2007-2010, tras la aprobación y aplicación del Código Conthe y Ley de Igualdad y 0 en el periodo 2004-2006. Los resultados obtenidos al introducir esta variable en los modelos considerados⁶ (Tabla 13) revelan que los coeficientes asociados a la misma no son estadísticamente significativos, por lo que no apoya nuestra hipótesis.

Tabla 13: Impacto de la legislación aprobada en el valor y rentabilidad empresarial I

	AVALUE				AROA			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
ECA1	-0,0478 [-0,5]				-0,0187** [-2,16]			
PMUCA		0,0364 [0,06]				-0,0861 [-1,49]		
BLAU			-0,0489 [-0,12]				0,0642* [-1,75]	
SHANNON				-0,0637 [-0,26]				-0,0437* [-1,93]
LNSIZE	0,2432 [1,14]	0,2303 [1,09]	0,2317 [1,09]	0,2339 [1,1]	0,0122 [0,61]	0,0079 [0,4]	0,0089 [0,45]	0,0097 [0,626]
LNACTIVO	-0,1558*** [-2,97]	-0,1546*** [-2,95]	-0,1549*** [-2,96]	-0,1552*** [-2,96]	0,0018 [0,33]	0,002 [0,37]	0,0019 [0,35]	0,0019 [0,35]
ENDER	-0,0851 [-0,39]	-0,0826 [-0,38]	-0,0834 [-0,38]	-0,0841 [-0,38]	-0,0636*** [-3,22]	-0,0634*** [-3,2]	-0,0636*** [-3,22]	-0,0636*** [-3,22]
LEY	-0,1051 [-1,44]	-0,1159 [-1,58]	-0,1121 [1,53]	-0,1093 [-1,49]	-0,0071 [-1,07]	-0,008 [-1,19]	-0,0075 [-1,11]	-0,0071 [-1,07]
Constante	2,007*** [2,8]	2,0006*** [2,79]	2,0075*** [2,8]	2,0115*** [2,81]	0,0179 [0,23]	0,0225 [0,29]	0,0222 [0,28]	0,0218 [0,28]
Obs	669	669	669	669	669	669	669	669
R ²	0,0286	0,0284	0,0282	0,0282	0,0489	0,035	0,0371	0,0399
WALD	18,66***	18,4***	18,42***	18,47***	21,68***	19,2***	20,06***	20,73***

Nota: *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%

Adicionalmente, introducimos esta variable en los modelos interactuando con las variables continuas de diversidad de género, a saber, porcentaje de mujeres en los Consejos de Administración, índice de Blau e índice de Shannon. La tabla 14 muestra los resultados de estas estimaciones aplicando datos de panel-efectos aleatorios. En ningún modelo, independientemente de la variable dependiente seleccionada, el

⁶ Únicamente se estima aplicando efectos aleatorios (ver test de Hausman (Tablas 10-11))

coeficiente de la variable multiplicativa es estadísticamente significativo. Por tanto, no podemos afirmar que la aplicación de la normativa que promueve la diversidad de género tenga un efecto positivo sobre el valor y la rentabilidad de la empresa.

Tabla 14: Impacto de la legislación aprobada en el valor y rentabilidad empresarial II

	AVALUE			AROA		
	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
PMUCA	-0,9499 [-1,12]			-0,0961 [-1,24]		
PMUCA*LEY	0,8264 [1,18]			-0,011 [-0,18]		
IB		-0,6589 [-1,24]			-0,6562 [-1,36]	
IB*LEY		0,5273 [1,19]			-0,0123 [-0,31]	
IS			-0,4328 [-1,34]			-0,0422 [-1,44]
IS*LEY			0,3265 [1,20]			-0,0103 [-0,42]
LNSIZE	0,2684 [1,28]	0,2703 [1,28]	0,2738 [1,3]	0,0101 [0,51]	0,0111 [0,56]	0,0119 [0,60]
LNACTIVO	-0,1937*** [-3,84]	-0,1939*** [-3,84]	-0,1942*** [-3,84]	-0,0004 [-0,08]	-0,0001 [-0,03]	0,0001 [0,01]
ENDER	-0,2095 [-0,95]	-0,2104 [-0,96]	-0,2107 [-0,96]	-0,0679*** [-3,44]	-0,0672*** [-3,40]	-0,0666*** [-3,37]
Constante	2,4798*** [3,48]	2,4869*** [3,48]	2,4891*** [3,47]	0,05 [0,65]	0,0445 [0,58]	0,0402 [0,52]
Obs	669	669	669	669	669	669
R ²	0,0245	0,0245	0,0248	0,0332	0,0360	0,0392
WALD	17,29***	17,49***	17,69***	17,78***	18,89***	19,75***

Nota: *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%

5.4. Resultados adicionales

Dado que el tamaño del Consejo y de las empresas están correlacionados con las variables proxy de diversidad de género (ver Tabla 8), analizamos la posible influencia de estos factores en los resultados.

Considerando el tamaño del Consejo de Administración, se ha establecido que una empresa es “grande” si el número de Consejeros es mayor o igual a la media muestral y “pequeña” en el caso contrario. De forma análoga, se han configurado dos sub-muestras en función del activo total.⁷ Comparando las sociedades en función del tamaño de su Consejo de Administración, observamos que aquellas que tienen un órgano de decisión corporativo más grande que la media tienden a tener con más frecuencia representación femenina. El 55% de las empresas de tamaño superior a la media frente al 43,10% de las empresas de tamaño menor, siendo la diferencia entre las dos sub-muestras significativa al 1% (Tabla 15-16). Sin embargo, en estas empresas las mujeres representan un porcentaje más pequeño del total del Consejo que en las empresas con un Consejo de Administración más reducido, no siendo en este caso la diferencia significativa (6,5% frente al 7,23%). Considerando la evolución temporal, vemos que en los primeros años estudiados (2004-2006) no existen prácticamente diferencias en las variables de diversidad de género en función del tamaño del Consejo de Administración. No obstante, a partir del año 2007 se observan algunas diferencias significativas en algunas de estas variables, como son el porcentaje de empresas con al menos una, dos o tres mujeres consejeras (Tabla 16). Durante este último sub-periodo, son las empresas con un Consejo de Administración más numeroso las que marcan la diferencia en la búsqueda por la igualdad de género, siendo mayor en éste subgrupo el porcentaje de sociedades con presencia femenina en su Consejo de Administración. Estos resultados sugieren que el impacto de la entrada en vigor de la Ley de Igualdad y del Código Conthe se produjo principalmente entre empresas de mayor tamaño de Consejo

Cuando análogamente, dividimos las sociedades objeto de estudio por su tamaño en función de su activo total (Tabla 17-18), observamos que las tendencias descritas en el

⁷ A consecuencia de la indisponibilidad de alguna observación de esta variable para determinadas empresas y años (15 observaciones), se clasificará a las sociedades afectadas en función de su activo total medio en el periodo para el que se dispone de información.

caso anterior se mantienen aunque las diferencias no son tan marcadas, significativas e identificables en el tiempo. Posibles análisis futuros que analicen con mayor detalle la influencia del tamaño empresarial en el impacto de la diversidad de género podrían aportar una mayor evidencia en la línea de investigación del estudio.

Tabla 15: Estadísticos descriptivos por tamaño del Consejo de Administración¹.

	N		Media		Desv. típ.		Mínimo		Máximo	
	Pequeña	Grande	Pequeña	Grande	Pequeña	Grande	Pequeña	Grande	Pequeña	Grande
VALOR DE LA EMPRESA										
ROA	348	335	0,0552	0,0613	0,1207	0,0895	-0,8407	-0,3466	0,4975	0,7189
ROE	348	335	-0,0374	0,1206	1,1574	0,3071	-13,9425	-2,9488	2,4633	2,5291
VALUE	348	335	1,8243	1,4707	1,5564	0,9775	0,4078	0,2608	12,5072	11,0529
AROA	348	335	0,0149	0,0320	0,1092	0,1804	-0,4875	-0,3874	0,4875	1,5562
AROE	348	335	-0,0862	0,0288	1,0419	0,3265	-13,1290	-2,9555	2,8769	2,4171
AVALUE	348	335	0,4785	0,1782	1,5939	0,8910	-3,8766	-1,244	12,5072	9,783
DIVERSIDAD DE GÉNERO										
Empresas con una mujer en el CA (%)	348	335	31,03	35,82	46,33	48,02	0	0	1	1
Empresas con al menos una mujer en el CA (%)	348	335	43,10	55,22	49,59	49,80	0	0	1	1
Empresas con al menos dos mujeres en el CA (%)	348	335	12,07	19,40	32,62	39,60	0	0	1	1
Empresas con al menos tres mujeres en el CA (%)	348	335	2,30	9,25	15,01	29,02	0	0	1	1
Empresas con al menos cuatro mujeres en el CA (%)	348	335	0	4,48	0	20,71	0	0	0	1
Empresas con al menos cinco mujeres en el CA (%)	348	335	0	2,39	0	15,29	0	0	0	1
Mujeres Consejeras (%)	348	335	7,23	6,50	9,65	7,72	0	0	40	29,41
Mujeres Consejeras Independientes (%)	348	335	4,59	7,02	12,55	15,81	0	0	1	1
Mujeres Consejeras Ejecutivas (%)	348	335	2,99	0,25	11,72	2,11	0	0	1	25
Mujeres Consejeras Dominicales (%)	348	335	11,26	7,26	23,44	12,27	0	0	1	57,14
Mujeres Consejeras Grises (%)	348	335	1,49	0,30	11,34	3,34	0	0	1	50
Índice de Blau	348	335	0,1156	0,1097	0,1445	0,1207	0	0	0,48	04152
Índice de Shannon	348	335	0,1871	0,1892	0,2255	0,1923	0	0	0,673	0,6058
CONTROL										
Tamaño del Consejo de Administración	348	335	8,2989	14,0597	1,5861	2,9113	3	11	10	22
Activo total	338	331	1.707.597,403	9718645,078	7.051.362,805	18043945,26	15.929	60.016	60.195.000	1,09× 10 ⁸
Ratio de endeudamiento	338	331	0,5736	0,6463	0,2284	0,1689	0,0743	0,2023	2,7124	1,135

1. Clasificación del tamaño del Consejo de Administración en función del número de consejeros que lo integran con respecto a la media

Tabla 16: Diferencias de medias por tamaño del Consejo de Administración¹

	TOTAL	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
VALOR DE LA EMPRESA								
ROA	0,0061	0,0042	0,0150	0,0076	0,0072	0,0131	-0,0198	0,0128
ROE	0,158***	0,1242***	-0,0169**	0,0129	0,0877*	0,1149	0,3925	0,3544
VALUE	-0,3536***	-0,3899	-0,2026	-0,8630***	-0,3620	-0,1193	-0,3533	-0,2314
AROA	0,0171	0,0041	0,0123	0,0209	0,0443	0,0220	-0,0028	0,0149
AROE	0,0115	0,0675	-0,0780	-0,0378	0,0603	0,0889	0,2868	0,3803
AVALUE	-0,3003**	-0,4986	-0,2576	-0,8286**	-0,3151	-0,0612	-0,1642	-0,0763
DIVERSIDAD DE GÉNERO								
Empresas con una mujer en el CA (%)	4,79	-4,10	6,22	3,13	3,64	14,04	8,01	3,84
Empresas con al menos una mujer en el CA (%)	12,12***	-2,71	2,59	8,00	13,36	22,02**	21,31**	23,36**
Empresas con al menos dos mujeres en el CA (%)	7,33***	1,38	-3,63	4,87	9,73	7,98	13,30	19,52**
Empresas con al menos tres mujeres en el CA (%)	7,33***	-0,37	1,64	6,70	11,40**	9,65**	6,36	13,26**
Empresas con al menos cuatro mujeres en el CA (%)	4,48***	2,13	2,04	6,52*	6,52**	5,77*	4,08	4,35
Empresas con al menos cinco mujeres en el CA (%)	2,39***	0,00	2,22	2,17	4,35*	3,85	2,04	2,17
Mujeres Consejeras (%)	-0,73	-2,25	0,87	-1,23	0,12	0,25	0,02	0,75
Mujeres Consejeras Independientes (%)	2,43***	-1,24	-1,13	0,15	5,30	5,84*	1,23	5,17*
Mujeres Consejeras Ejecutivas (%)	-2,74***	-0,32	2,62	-3,52	-2,92	-2,83**	-2,88**	-4,58**
Mujeres Consejeras Dominicales (%)	-4,00	-7,24	-8,89	-3,96	-4,00	-2,99	-0,53	-1,15*
Mujeres Consejeras Grises (%)	-1,19	0,00	0,00	0,00	-1,92	-0,44	-1,92	-3,33
Índice de Blau	-0,0059	-0,0329	-0,0307	-0,0162	0,0045	0,0108	0,0106	0,0212
Índice de Shannon	0,0021	-0,0454	-0,0379	-0,0156	0,0153	0,0317	0,0328	0,0474
CONTROL								
Tamaño del Consejo de Administración	5,7608***	6,2415***	6,1384***	5,7870***	6,0902***	5,4706***	5,2743***	5,2426***
Activo total	8.011.047,68***	6.218.487***	6.316.838***	8.362.580***	6.833.834***	9.159.072***	9.766.862***	10.011.687***
Ratio de endeudamiento	0,0727***	0,0552	0,0231	0,0775**	0,1049***	0,1024***	0,1247***	0,0445***

Notas: Prueba t-student para muestras independientes para las variables continuas con distribución normal (ENDER), prueba U Mann-Whitney para muestras independientes para las variables continuas con distribución no-normal y test Chi-Cuadrado para las variables dummy– Diferencia definida como el valor medio de las variables en la sub-muestra de empresas con Consejos “grandes” menos el valor medio en la sub-muestra de empresas con Consejos “pequeños”
*** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%

1. Clasificación del tamaño del Consejo de Administración en función del número de consejeros que lo integran con respecto a la media.

Tabla 17: Estadísticos descriptivos por tamaño de la sociedad¹

	N		Media		Desv. típ.		Mínimo		Máximo	
	Pequeña	Grande	Pequeña	Grande	Pequeña	Grande	Pequeña	Grande	Pequeña	Grande
VALOR DE LA EMPRESA										
ROA	559	124	0,0580	0,0588	0,1134	0,0675	-0,8407	-0,3466	0,7189	0,2325
ROE	559	124	0,0280	0,0948	0,9151	0,5175	-13,9425	-3,7585	2,5291	1,2557
VALUE	559	124	1,7313	1,2882	1,4162	0,5845	0,2608	0,6658	12,5072	5,1900
AROA	559	124	0,0267	0,0078	0,1603	0,0752	-0,4875	-0,3874	1,5562	0,3390
AROE	559	124	-0,0395	0,0139	0,8183	0,5744	-13,1290	-3,7653	2,4171	2,8769
AVALUE	559	124	0,4014	0,0148	1,4046	0,6118	-3,8766	-1,1203	12,5072	4,0584
DIVERSIDAD DE GÉNERO										
Empresas con una mujer en el CA (%)	559	124	32,74	36,29	46,97	48,28	0	0	1	1
Empresas con al menos una mujer en el CA (%)	559	124	47,05	58,06	49,96	49,55	0	0	1	1
Empresas con al menos dos mujeres en el CA (%)	559	124	14,31	21,77	35,05	41,44	0	0	1	1
Empresas con al menos tres mujeres en el CA (%)	559	124	5,01	8,87	21,83	28,55	0	0	1	1
Empresas con al menos cuatro mujeres en el CA (%)	559	124	1,43	5,65	11,89	23,17	0	0	1	1
Empresas con al menos cinco mujeres en el CA (%)	559	124	0,36	4,84	5,98	21,55	0	0	1	1
Mujeres Consejeras (%)	559	124	6,86	6,92	8,88	8,19	0	0	40	30
Mujeres Consejeras Independientes (%)	559	124	5,95	5,06	15,04	10,22	0	0	1	40
Mujeres Consejeras Ejecutivas (%)	559	124	1,93	0,40	9,35	3,34	0	0	1	33,33
Mujeres Consejeras Dominicales (%)	559	124	9,07	10,31	18,83	19,28	0	0	1	1
Mujeres Consejeras Grises (%)	559	124	1,06	0,20	9,,26	2,25	0	0	1	25
Índice de Blau	559	124	0,1121	0,1155	0,1350	0,1259	0	0	0,48	0,42
Índice de Shannon	559	124	0,1859	0,1981	0,2126	0,1969	0	0	0,673	0,6109
CONTROL										
Tamaño del Consejo de Administración	559	124	10,2898	14,8871	3,1801	3,5845	3	9	21	22
Activo total	545	124	1.707.597,403	25.885.186,7	7.051.362,805	18.043.945,26	15.929	60.016	60.195.000	1,09× 10 ⁸
Ratio de endeudamiento	545	124	0,5873	0,7076	0,2064	0,1619	0,0743	0,2413	2,7124	1,1231

1. Clasificación del tamaño de la empresa función del activo total respecto a la media.

Tabla 18: Diferencias de medias por tamaño de sociedad¹

	TOTAL	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
VALOR DE LA EMPRESA								
ROA	0,0008	-0,0012	0,0112	0,0016	-0,0118	0,0053	0,0109	0,0125
ROE	0,0668***	0,0215**	0,0313***	0,0700**	0,0977*	-0,1431	0,2122*	0,3041***
VALUE	-0,4431***	-0,5196	-0,6939	-0,7663**	-0,6685**	-0,0595	-0,2528	-0,0408
AROA	-0,0189	-0,0362	-0,0255	-0,0418	-0,0131	0,0020	-0,0113	-0,0109
AROE	0,0534**	-0,0481	-0,0299	0,0057	0,0994	-0,1510	0,2136	0,3058**
AVALUE	-0,3866***	-0,5272**	-0,7513	-0,8360**	-0,6339**	-0,0936	-0,1459	0,0828
DIVERSIDAD DE GÉNERO								
Empresas con una mujer en el CA (%)	3,55	-11,64	3,50	14,63	5,02	4,76	4,35	-0,97
Empresas con al menos una mujer en el CA (%)	11,01**	-0,31	3,40	13,24	0,78	9,42	16,43	14,61
Empresas con al menos dos mujeres en el CA (%)	7,46**	11,33	-0,10	-1,39	-4,25	4,65	12,08	15,58
Empresas con al menos tres mujeres en el CA (%)	3,86*	6,34	5,09	2,26	-1,56	-2,68	3,27	12,85*
Empresas con al menos cuatro mujeres en el CA (%)	4,22***	7,69**	7,69**	4,70	2,99	2,14	3,51	3,21
Empresas con al menos cinco mujeres en el CA (%)	4,48***	0,00	7,69**	7,14**	4,13	3,34	4,76**	4,55*
Mujeres Consejeras (%)	0,06	0,00	-0,56	-0,87	-2,51	-0,94	1,02	1,33
Mujeres Consejeras Independientes (%)	-0,89	-2,00	-2,22	-0,24	-3,05**	-2,85*	-1,07	0,37
Mujeres Consejeras Ejecutivas (%)	-1,53**	-0,53	-0,94	-2,51	-2,06	-1,81**	-1,88**	-1,15**
Mujeres Consejeras Dominicales (%)	1,24*	-1,16	-1,83	-1,92	-2,57	2,02	6,16	3,95
Mujeres Consejeras Grises (%)	-0,86	0,00	0,00	0,00	-1,99	-0,67	-1,25	-2,27*
Índice de Blau	0,0034	-0,018	-0,0107	-0,0110	-0,0347	-0,0096	0,0186	0,0240
Índice de Shannon	0,0122	-0,041	-0,0139	-0,0060	-0,0448	-0,0057	0,0363	0,0421
CONTROL								
Tamaño del Consejo de Administración	4,5973***	5,8617***	5,7383***	6,1028***	4,9575***	4,2563***	3,3167***	3,5006***
Activo total	24.813.121***	19.325.060***	20.506.929***	23.237.149***	25.243.555***	26.833.675***	27.423.209***	26.698.681***
Ratio de endeudamiento	0,1203***	0,0441	0,0415	0,1215***	0,1132***	0,1377***	0,1775***	0,1111*

Notas: Prueba t-student para muestras independientes para las variables continuas con distribución normal (ENDER), prueba U Mann-Whitney para muestras independientes para las variables continuas con distribución no-normal y test Chi-Cuadrado para las variables dummy- Diferencia definida como el valor medio de las variables en la sub-muestra de empresas “grandes” menos el valor medio en la sub-muestra de empresas “pequeñas”

*** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%

1. Clasificación del tamaño de la empresa en función del activo total con respecto a la media.

Los resultados obtenidos no apoyan, por tanto, la existencia de una relación positiva entre la diversidad de género en los Consejos de Administración españoles y el valor y rentabilidad de la empresa. Tampoco permiten afirmar que la entrada en vigor de normas como el Código Unificado de Bueno Gobierno o la Ley de Igualdad haya influido el valor/rentabilidad empresarial. Sin embargo, hay que ser cautos a la hora de extraer conclusiones: los resultados obtenidos varían en función de la variable dependiente considerada, en función para la rentabilidad económica de si se incluye una variable dummy relativa al periodo temporal previo o post-normativa, metodológicamente la aplicación del test de Hausman señala que los modelos de datos de panel a aplicar son de efectos aleatorios, lo cual sugiere la presencia de endogeneidad y la necesidad de aplicar modelos de datos de panel dinámicos que tengan en cuenta esta característica, tal y como ha sido sugerido por autores previos (ver, por ejemplo, Carter et al., 2010). Hay que considerar que los estudios de gobierno corporativo presentan ciertas características que ocasionan otros problemas de endogeneidad que hacen que los modelos de efectos fijos y efectos aleatorios no sean válidos (Nickell, 1981). Estos modelos, para obtener estimaciones consistentes, requieren que el término de error idiosincrático, v_{it} , sea estrictamente exógeno respecto a los valores presentes, pasados y futuros de las variables independientes y a los efectos específicos individuales $E[v_{it} | \mu_{it}, DG_{i1}, \dots, DG_{iT}, CV_{ji1}, \dots, CV_{jiT}] = 0$ (strict exogeneity). En caso de que este supuesto no se cumpla, los estimadores obtenidos serían inconsistentes y el test de Hausman no sería válido. Entre los problemas que caracterizan los estudios de gobierno corporativo y que violarían este supuesto encontramos, entre otros, la causalidad inversa y las variables omitidas. En este estudio a la hora de analizar el impacto que tiene la diversidad de género sobre el valor de empresa nos encontramos con un potencial problema de causalidad inversa: ¿la presencia femenina en los Consejos de Administración de las empresas influye en el valor de las mismas o, por el contrario, el valor de mercado de las empresas influye en el nombramiento de mujeres como miembros de sus órganos de decisión?

Además, hay que considerar que las variables incluidas en nuestro modelo pueden no ser suficientes para medir el efecto de la presencia femenina sobre el valor y la rentabilidad empresarial. En este sentido, uno de los aspectos a considerar es en qué medida las características de los/las consejeros pueden influir en el valor de la empresa. Así, los resultados de Ahern y Dittmar (2010) indican que el porcentaje de mujeres

consejeras no influye en el valor de la empresa una vez que se consideran las características de los consejeros (como edad y experiencia profesional) y el análisis de Anderson et al. (2011) sugiere que el valor de la empresa depende más de la heterogeneidad ocupacional (nivel educativo de los consejeros, experiencia y profesión) que de la heterogeneidad social (género, raza o edad).

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado la relación entre la presencia femenina en los Consejos de Administración y el valor y rentabilidad de las sociedades admitidas a cotización en el mercado español durante el periodo 2004-2010. Asimismo, se ha estudiado el posible impacto del Código Unificado de Buen Gobierno (2006) y la Ley de Igualdad (2007) en la relación entre diversidad de género y valor.

En línea con resultados previos en la literatura (Böhren y Strön, 2010, Smith et al., 2006, Rose, 2007 o Ahern y Dittmar, 2010) y al contrario que los resultados de los estudios de Campbell et al. (2008, 2010) para el mercado español, los resultados obtenidos no permiten afirmar la existencia de una relación entre la diversidad de género en los Consejos de Administración y el valor y rentabilidad empresarial. Tampoco permiten afirmar que la entrada en vigor de normativa que promueve la diversidad de género en los Consejos en España influya significativamente en el valor y rentabilidad de la empresa, aunque sí se observa una evolución creciente en la presencia de mujeres en los órganos de decisión corporativos, fomentada por la aprobación de legislación al respecto, siendo el impacto de la normativa mayor en las empresas con Consejos de Administración más numerosos y en empresas de mayor tamaño.

Los resultados obtenidos y las limitaciones del estudio sugieren la necesidad de continuar las investigaciones en esta línea, por ejemplo, corrigiendo la influencia de la endogeneidad y teniendo en cuenta la posible causalidad inversa, considerando las características demográficas y ocupacionales específicas de cada consejero, analizando con mayor detalle el impacto de la normativa en las características de los consejos y consejeras y valor/rentabilidad empresarial o considerando la influencia del tamaño de la empresa o de la presencia femenina no sólo en el Consejo en su conjunto, sino también en las comisiones de los mismos. Otras posibles cuestiones a estudiar serían la influencia de la diversidad de género en los Consejos de Administración en las políticas de conciliación y laborales de las empresas o extender los análisis incluyendo a otros países y entornos institucionales.

7. REFERENCIAS

- Adams, R.B., y Ferreira, D. (2009). "Women in the boardroom and their impact on governance and performance". *Journal of Financial Economics*, 94 (2), pp. 291–309.
- Adams, R.B., y Funck, P. (2012). "Beyond the Glass Ceiling: Does Gender Matter?" *Management Science*, 58 (2), pp. 219-235
- Ahern, K.R. y Dittmar, A.K. (2010). "The Changing of the Boards: The Value Effect of a Massive Exogenous Shock", *Working Paper*, Sabanci University.
- Anderson, R.C., Reeb, D.M., Upadhyay, A. y Zhao, W. (2011). The Economics of Director Heterogeneity. *Financial Management*, 40 (1), pp. 50-38.
- Arant, M.; Aksu, M.H. y Cetin, A.T. (2010). "The Impact of Board Diversity on Boards' Monitoring Intensity and Firm Performance: Evidence from the Istanbul Stock Exchange" *Working Paper*. Disponible en: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1572283
- Blau, P.M. (1977), *Inequality and Heterogeneity: A Primitive Theory of Social*, New York: The Free Press
- Böhren, Ö y R. Ö. Ström (2005), "Aligned, informed, and decisive: Characteristics of value-creating boards" *Working Paper*, Norwegian School of Management BI, Oslo. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=966407
- Böhren, Ö y R. Ö. Ström (2010), "Governance and Politics: Regulating Independence and Diversity in the Board Room", *Journal of Business Finance and Accounting*, 37 (9-10), pp. 1281-1308
- Campbell, K. y Minguez-Vera, A. (2008). "Gender diversity in the boardroom and firm financial performance" *Journal of Business Ethics* 83 (3), pp. 435-451
- Campbell, K. y Minguez-Vera, A. (2010). "Female board appointments and firm valuation: short and long term effects". *Journal of Management and Governance*, 14, pp. 37-59.
- Carter, D.A.; Simkins, B.J.; y Simpson, W.G. (2003). "Corporate governance, board diversity, and firm value". *Financial Review*, 38 (1), pp. 33–53.
- Carter, D.A., D' Souza, F., Simkins B.J. y Simpson, W.G. (2010). "The Gender and Ethnic Diversity of US Boards and Board Committees and Firm Financial Performance". *Corporate Governance: An International Review*, 18(5), pp. 396-414.
- Catalyst (2004) *The Bottom Line: Connecting Corporate Performance and Gender Heterogeneity*, New York, NY, Catalyst
- Catalyst (2007) *The Bottom Line: Corporate Performance and Women's Representation on Boards*. New York, NY, Catalyst

- Catalyst (2014). *Quick Take: Women on Boards*. New York, NY, Catalyst
- Código Unificado de Buen Gobierno. Comisión Nacional del Mercado de Valores, 22 de mayo de 2006.
- Comisión Europea (2012). Comunicado de Prensa de la Comisión Europea. La Comisión proyecta modernizar el Derecho de sociedades y el gobierno corporativo en Europa (12 de diciembre de 2012).
- Comisión Europea (2013a). Comunicado de Prensa de la Comisión Europea: 40% of seats on Company boards for women (20 de noviembre de 2013).
- Comisión Europea (2013b) *Women and men in leadership positions in the European Union, 2013*, Luxemburgo, Publication Office of the European Union
- Comisión Nacional del Mercado de Valores (2013). *Informe de Gobierno Corporativo de las entidades emisoras de valores admitidos a negociación en mercados secundarios oficiales 2012*, Madrid
- Corporate Women Directors International (2013). *Women Board Directors of Fortune Global 200 and Beyond*, Washington
- Darmadi, S. (2011). “Board Diversity and Firm Performance: the Indonesian Evidence” *Corporate Ownership and Control Journal*, 1 (9), pp. 524-539
- Deloitte Touche Tohmatsu Limited (2013). *Women in the boardroom: A global perspective 2013*, UK
- Earley, P. C., and Mosakowski, E. (2000). “Creating hybrid team cultures: An empirical test of transnational team functioning”. *Academy of Management Journal*, 43(1), pp. 26–49.
- Ellis, K.M. y Keys, P.Y. (2003) “Stock Returns and the Promotion of Workforce Diversity”, *Working Paper*, University of Delaware
- Erhardt, A.; Niclas, L.; James, D; Werbel, C. y Shrader, B. (2003). “Board of director’s diversity and firm financial performance”. *Corporate Governance: An International Review*, 11 (2), pp.102–111.
- European Professional Women’s Network (2010). *Fourth Bi-annual European Professional Women’s Network Boardwomen Monitor 2010*, Francia
- Farrell. K.A. y Hersch, P.L. (2005). “Additions to Corporate Boards: the Effect of Gender” *Journal of Corporate Finance*, 11(1-2), pp. 85-106
- Ferrary, M. (2010) “Les femmes influencent-elles la performance des entreprises?” *Travail, Genre et Sociétés*, 23, pp. 181-191
- Francoeur, C.; Labelle, R. y Sinclair-Desgagne, B. (2008) “Gender Diversity in Corporate Governace and Top Management” *Journal of Business Ethics*, 81, pp. 83-95

- Gómez Ansón, S. (2012). “Women on Boards of EU companies: present and future”, *Women on corporate boards and in elite management: European trends and policy*, eds. Fagan, C.; Gutiérrez, M.; Gómez Ansón, S., Series Work and Welfare in Europe, Palgrave MacMillan, capítulo 2, pp-18-42
- Gulamhussen M.A. y Fonte Santa. S. (2010) “Women in Bank Boardrooms and Their Influence on Performance and Risk-Taking” Working paper. Disponible en: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1615663
- Hausman, J.A. (1978), “Specification tests in econometrics”, *Econometrica*, 46(6), pp. 1251-1271
- Hillman, A.J. y Dalziel, T. (2003). “Board of Directors and Firm Performance: Integrating Agency and Resource Dependence perspectives”, *Academy of Management Review*, 28(3) 383-396.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of panel data*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Kanter, R. (1977). *Men and women of the corporation*. New York: Basic Books.
- Kotiranta, A., Kovalainen, A. y Rouvinen, P. (2007). “Female Leadership and Firm Profitability”. EVA Analysis retrieved from http://www.europeanpwn.net/files/eva_analysis_english.pdf
- Ley Orgánica 3/2007, de 22 de marzo, para la igualdad efectiva de hombres y mujeres (Boletín Oficial del Estado. núm. 71 de 23 de marzo de 2007.
- Lückerath-Rovers, M. (2010) “Women on Board and Firm Performance” *Working Paper*. Disponible en: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1586832
- Mallin, C.A. (2004) *Corporate Governance*. Oxford: Oxford University Press
- McKinsey and Company (2007) “Women Matter: Gender Diversity, a corporate performance driver” McKinsey and Company – France
- McKinsey and Company (2010) “Women Matter: Women at the top of corporations: Making it happen” McKinsey and Company- France
- Mínguez-Vera, A. y López-Martínez, R. (2010). “Female directors and SMES: An empirical analysis” *Journal of Global Strategic Management*, 8, 34-46
- Monks, R.A.G. y Milnow, N. (2004). *Corporate Governance*, 3rd ed. Madden, MA: Blackwell Publishing Ltd.
- Nickell, S. (1981). “Biases in dynamic models with fixed effects”, *Econometrica*, 49, pp. 1417-1426
- Putnam, R.D. (2007) “E Pluribus Unum: Heterogeneity and Community in the Twenty-First Century – The 2006 Johan Skytte Prize Lecture”, *Scandinavian Political Studies*, 30, pp. 137-174

Rose, C. (2007). "Does female board representation influence firm performance? The Danish evidence". *Corporate Governance: An International Review* 15 (29), pp. 404-413.

Ryan, M. K. y Haslam, S. A. (2005) "The glass cliff: Evidence that women are over-represented in precarious leadership positions", *British Journal of Management*, 16, pp. 81-90.

Shannon, C.E. (1948) "A mathematical theory of communication", *Bell System Technical Journal*, 27, pp. 379-423

Shrader, C.B.; Blackburn, V.B. y Iles, P. (1997) "Women in Management and Firm Financial Performance: An Exploratory Study", *Journal of Managerial Issues*, 9(3), pp. 355-372

Simpson, E.H. (1949), "Measurement of diversity", *Nature*, 163, p.688

Smith, N.; Smith, V. y Verner, M. (2006) "Do Women in Top Management Affect Firm Performance? A Panel Study of 2,500 Danish Firms" *International Journal of Productivity and Performance Management*, 55(7), pp. 569-593

Terjesen, S.; Sealy, R. y Singh, V. (2009) "Women Directors on Corporate Boards: A Review and research agenda" *Corporate Governance: An International Review*. 17, pp. 320-337

Wiener, N. (1961) *Cybernetics: Control in the Animal and the Machine*, Cambridge, MIT Press.

Williams, K.Y. y O'Reilly, C.A., (1998) "Demography and Diversity in Organizations: A Review of 40 years of Research", *Research in Organizational Behaviour*, 20, pp.77-140

Zahra, S.A. y Stanton, W. W. (1988). The Implications of Board of Directors' Composition for Corporate Strategy and Performance. *International Journal of Management*, 5, pp. 229-236