

**ANÁLISIS DE LA MOVILIDAD Y LOS PRECIOS  
EN EL MERCADO DE AUDITORÍA ESPAÑOL**

**Rodríguez Castro, Paula I.**

Becaria de Investigación

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales  
Universidad de Cádiz

**Ruiz Barbadillo, Emiliano**

Catedrático de Universidad

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales  
Universidad de Cádiz

**Biedma López, Estibaliz**

Personal Docente e Investigador

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales  
Universidad de Cádiz

**Área temática:** a) Información Financiera Y Normalización Contable.

**Palabras clave:** Auditoría, Concentración, Movilidad, Poder de mercado, Diferenciación y Honorarios.

# ANÁLISIS DE LA MOVILIDAD Y LOS PRECIOS EN EL MERCADO DE AUDITORÍA ESPAÑOL

## Resumen

La posibilidad de que las Grandes Firmas de Auditoría estén ejerciendo poder de mercado para imponer precios superiores ha suscitado una alta preocupación por parte de las instituciones reguladoras (GAO, 2003, 2008; FRC, 2009; Comisión Europea, 2010, Competition Commission, 2013), las cuales han centrado su atención en medidas estructurales del mercado. Si bien, el uso de dichas medidas para inferir el dinamismo de los mercados ha recibido numerosas críticas, tanto teóricas como empíricas (Dedman y Lennox, 2009). Debido a ello, se hace necesario el uso de medidas dinámicas de movilidad del mercado (Baldwin y Gorecki, 1994; Deutsch y Silber, 1995; Koster *et al.*, 2010). Por ello, el objetivo de este trabajo es analizar si las Grandes Firmas de auditoría ejercen su poder de mercado en el mercado de auditoría español, mediante la introducción de medidas dinámicas en el modelo de precios de auditoría. Nuestros resultados ponen de manifiesto que las Grandes Firmas no ejercen poder de mercado, siendo el principal factor determinante de los honorarios la calidad diferenciada de cada firma.

## 1. INTRODUCCIÓN

El uso de medidas estructurales para inferir el dinamismo de los mercados ha recibido numerosas críticas, tanto teóricas como empíricas (Dedman y Lennox, 2009). Desde una perspectiva teórica, es posible que no exista una relación entre el nivel de concentración y el de competencia. Si analizamos el modelo de competencia imperfecta de Bertrand, vemos como el resultado competitivo se obtiene siempre y cuando existan al menos dos proveedores en el mercado. Incluso ante situaciones de monopolio, la teoría de los mercados contestables (Baumol *et al.*, 1982) argumenta que la amenaza de entrada de nuevos competidores puede conducir al monopolista a cobrar un precio competitivo. Por lo que, dichos resultados competitivos pueden ser obtenidos con solo uno o dos oferentes en el mercado. Asimismo, algunos estudios teóricos incluso sugieren que la relación entre el nivel de concentración y la competencia podría ser positiva, en lugar de negativa, como es comúnmente asumida por los empiristas. En este sentido, Sutton (1990) demostró que la intensidad de la competencia puede estar asociada con una alta concentración, ya que en un entorno feroz de precios, las empresas que no sean capaces de adaptarse a dicho entorno competitivo, no podrán cubrir sus costes y, por ello, deberán salir del mercado, reduciendo el número de empresas que permanecen en el mismo y, por consiguiente, aumentando la concentración. Adicionalmente, Stiglitz (1987) señala que será menos costoso para los clientes obtener información sobre todos los precios disponibles cuando existen pocos proveedores. Ello implica que los clientes están mejor informados acerca de las diferencias de precios cuando el mercado está más atomizado, por lo que la competencia en precios será más intensa. Por otro lado, usar medidas de concentración para medir la competencia puede también ser problemático desde una perspectiva empírica, ya que se asume que todas las empresas de un determinado sector se enfrentan al mismo nivel de competencia. Sin embargo, en la práctica, es probable que el grado de competencia varíe a través de las empresas que operan en el mismo sector. Por ejemplo, en una industria dónde exista una gran empresa y una franja competitiva de muchas empresas más pequeñas, la gran compañía puede percibir poca amenaza de la competencia, mientras que las empresas más pequeñas perciben que la competencia es muy intensa.

Así, a la vista de las críticas recibidas, nos preguntamos si realmente la concentración sirve para medir la competencia de un mercado. Es decir, enjuiciar el nivel de competitividad del mercado utilizando variables de naturaleza estructural puede inducir a error (Baldwin y Gorecki, 1989).

Debido a ello, se ha enfatizado la importancia de centrar la atención en el proceso competitivo subyacente que radica en estructuras concentradas como los oligopolios y a introducir medidas dinámicas de movilidad del mercado (Baldwin y Gorecki, 1994; Deutsch y Silber, 1995; Koster *et al.*, 2010). La movilidad, por tanto, no es más que el resultado del proceso competitivo entre las firmas, de lo que puede derivarse que una mayor movilidad en el mercado podría estar poniendo de manifiesto una mayor intensidad competitiva (Mueller, 1986; Scherer y Ross, 1990; Caves, 1998; Asplund y Nocke, 2006; Matraves y Rondi, 2007; Sutton, 2007)<sup>1</sup>.

Entre las medidas de movilidad de la industria que se han estudiado con cierta asiduidad destacan el análisis de las variaciones de cuotas de mercado de las firmas y el análisis de los cambios que se pueden producir entre las distintas posiciones de dichas firmas en el mercado (ranking). En este sentido, la intensidad del proceso competitivo que existe en un mercado deberá ser observable bien a través de la existencia de una mayor o menor diferencia en las cuotas de mercado de las firmas, o bien, mediante la variación de la posición relativa de la que disfrutaban las firmas líderes en el mismo. Si se observa una mayor diferencia en cuotas de mercado, se puede deducir que la o las firmas con mayor control del mercado, están consolidando su posición a través del ejercicio del poder de mercado. Por el contrario, una reducción de la diferencia entre las cuotas de mercado de las firmas, puede indicar que existe una mayor competencia. Por otro lado, si la clasificación en el ranking es estable, es decir, las mismas empresas se encuentran en las posiciones altas y bajas de una clasificación en dos años de comparación, entonces la movilidad del mercado es baja. Sin embargo, si existen cambios en la clasificación de las empresas, entonces la movilidad del mercado es alta. De ello se puede deducir que la existencia de altas tasas de movilidad en el mercado reflejan una alta intensidad competitiva y, por el contrario, una baja movilidad implica una escasa competencia entre las firmas (Baldwin y Gorecki, 1994; Deutsch y Silber, 1995; Koster *et al.*, 2010).

No obstante, no existe evidencia empírica que haya introducido en el modelo de precios de auditoría dichas medidas, para analizar su relación con los honorarios de auditoría. De ahí la oportunidad y necesidad de realizar este trabajo, siendo el objetivo del mismo analizar si las Grandes Firmas de auditoría ejercen poder de mercado,

---

<sup>1</sup> El uso de medidas de movilidad para someter a estudio la intensidad de la competencia se basa en una serie de asunciones. En primer lugar, la competencia es por su propia naturaleza un concepto dinámico, por lo que se hace necesario utilizar indicadores que revelen los aspectos dinámicos del mercado (Caves y Porter, 1978; Schmalensee, 1982; Rhoades, 1985; Baldwin y Gorecki, 1989; Shepherd, 1997). En segundo lugar, en oligopolios estrechos la intensidad de la competencia puede ser revelada a través de la conducta de las firmas líderes y ésta se pondrá de manifiesto a través del nivel de movilidad existente en el mercado.

mediante la introducción de medidas dinámicas de movilidad en el modelo de precios de auditoría. Para ello, utilizaremos una muestra de empresas cotizadas no financieras desde 2003 hasta 2010. La utilización de dicha muestra se debe en primer lugar a que sólo para las empresas cotizadas contamos con información sobre los honorarios, en segundo lugar, la utilización de la misma permite comparar los resultados con estudios previos tanto españoles como internacionales, y por último, se trata de una muestra relevante en términos cualitativos debido a la importancia social y económica que tienen para la economía española estas empresas.

Tal y como veremos, dichos resultados ponen de relieve que el uso de medidas dinámicas como la movilidad del mercado, no influyen en el establecimiento de los precios del servicio de auditoría. Por lo que se corrobora que las Grandes Firmas no ejercen poder de mercado, resultando como único factor determinante la diferenciación de las firmas de auditoría. En este sentido, podemos inferir que en el mercado de auditoría español, las empresas prefieren ser auditadas por aquellas firmas cuya reputación sea mayor, aunque los honorarios de dichas firmas sean mayores. Es decir, las empresas perciben que existe una calidad diferenciada en la prestación de los servicios de auditoría, por parte de determinadas firmas. Este hecho, hace que las firmas de auditoría, compitan por alcanzar puestos más altos en el ranking, que las diferencie de las otras firmas competidoras, sabedoras de los beneficios económicos que ello les proporcionará.

Dicha evidencia contribuye a la literatura previa debido a que no existen estudios previos que analicen dicha relación y puede resultar de gran valor tanto a los organismos reguladores como a las propias firmas de auditoría, dada las implicaciones que dichos resultados tienen en la conducta competitiva que llevan a cabo las mismas firmas de auditoría.

Tras esta introducción, el trabajo se desarrolla de la siguiente manera: en el apartado siguiente, revisamos los fundamentos teóricos sobre la adecuación del uso de medidas dinámicas en lugar de estructurales, y su relación con los honorarios de auditoría. En el punto tercero se plantea la hipótesis del trabajo. A continuación, se presenta el modelo empleado para responder a la hipótesis planteada; así como la muestra utilizada en el estudio. En el punto quinto, se muestran los resultados obtenidos tanto a nivel univariante como multivariante y, por último, las conclusiones inferidas a partir de los mismos.

## 2. FUNDAMENTOS TEÓRICOS.

La capacidad de las medidas estructurales, basadas normalmente en los ratios de concentración, para determinar el nivel e intensidad de la competencia de un mercado han sido sometida a fuertes críticas (Maudos, 2001)<sup>2</sup>. En primer lugar, las predicciones acerca de la naturaleza de la competencia en un mercado postuladas por el paradigma Estructura-Conducta-Resultado (ECR) (Bain, 1951) no descansan en un soporte conceptual sólido, ya que a través de dicho paradigma se ha propugnado un análisis parcial que no encuentra encaje en la complejidad real que existe en un mercado, y no someten a estudio los mecanismos a través de los cuales la concentración de un mercado posibilita el desarrollo de conductas anticompetitivas por parte de determinadas empresas.

Dicho paradigma defiende una visión de causalidad lineal, en la que la estructura de mercado se considera como algo inmutable y determinada exógenamente. Sin embargo, las variables de estructura pueden alterarse con el paso del tiempo y, en particular, como consecuencia de la propia conducta seguida por las empresas instaladas en el mercado. Por ejemplo, las fusiones alteran el grado de concentración; la diferenciación del producto puede ampliar el propio mercado y segmentarlo, permitiendo la persistencia de monopolios de marcas; la sobreinversión en capacidad puede forzar a salir de la industria a algunas empresas; la publicidad puede alterar la intensidad y elasticidad de la demanda; el ritmo de innovación impuesto por algunas empresas puede modificar los costes de producción.

En segundo lugar, esta corriente de pensamiento resulta extremadamente reduccionista al proponer que la naturaleza de la competencia de un mercado viene fundamentalmente explicada por el nivel de concentración del mismo. El análisis de la competencia requiere tener en consideración muchas más variables que la concentración de un mercado, las cuales no son consideradas por el paradigma ECR ni explícita ni implícitamente. La complejidad real del funcionamiento del mercado puede convertir en erróneas las predicciones unidireccionales entre concentración y naturaleza

---

<sup>2</sup> En este sentido, los organismos reguladores encargados de velar por la competencia en los mercados, tanto en EEUU como en Europa, siguen otorgando gran importancia a la estructura del mercado como un elemento importante, aun cuando no único, para estudiar la competencia del mismo. Ello se debe a la ausencia de estadísticas suficientes que permitan obtener información más relevante para comprender la naturaleza de la competencia del mercado, lo que ha hecho que índices estructurales de fácil cálculo, como son los ratios de concentración y el índice Herfindahl, hayan adquirido popularidad para tomar conocimiento de la naturaleza de la competencia de un mercado.

de la competencia, y sobre todo en utilizar la variable concentración como un subrogado del poder de mercado<sup>3</sup>.

Por último, se trata de un sistema estático, que considera el cambio exógeno y que no tiene en cuenta que la competencia es, por su propia naturaleza, un fenómeno dinámico, en el que tienen lugar múltiples interacciones entre determinados resultados, conductas y variables estructurales, que se vuelven endógenas (Jacquemin, 1989), el cual pretende ser analizado a través de estadísticas estáticas.

Por lo que todas estas críticas han llevado al desarrollo de nuevos planteamientos teóricos dentro de la Teoría de la Organización Industrial donde la naturaleza de la competencia de un mercado pretende ser analizada desde una perspectiva dinámica, reconociendo los efectos que la conducta de las empresas pueden tener sobre la estructura del mercado. En este sentido, Demsetz (1973) en su teoría sobre la estructura del mercado eficiente, realizó una interpretación diametralmente distinta a la del paradigma ECR, según la cual sólo aquellas estructuras de mercado más eficientes<sup>4</sup> sobrevivirán al proceso de selección competitivo. Por lo que empresas con altas cuotas de mercado pueden disfrutar de economías de escala que les posibilite ofertar sus productos a precios inferiores, lo cual les permitiría incrementar su cuota de mercado y elevar, de esta forma, la concentración del mismo. De esta manera, la alta rentabilidad de una industria es una señal de eficiencia y no de poder de mercado. La correlación positiva entre alta concentración y altos beneficios no se debe a que la primera determine lo segundo sino que es la eficiencia la que da lugar a ambas (las empresas más eficientes tienden a ser más grandes y obtener mayores beneficios). De ahí se deriva que mercados concentrados no llevan de forma unilateral a ineficiencia en su funcionamiento y a pérdidas de bienestar de los consumidores, por lo que el control regulatorio de la estructura concentrada del mercado resultará innecesario y, si se realiza, ineficiente.

Posteriormente, Baumol (1982) rebate a través de la teoría de los mercados contestables, la relación causal postulada por el paradigma entre concentración y ausencia de dinámica competitiva. Esta teoría predice efectos contrarios a la teoría

---

<sup>3</sup> Por ejemplo, en los últimos tiempos se vienen desarrollando otras medidas más potentes para medir el poder de mercado como el índice de Lerner o el estadístico H de Panzar y Rosse (1987) que se basan en las elasticidades de los ingresos a largo plazo ante variaciones en el precio de los factores de producción, aun cuando su cálculo resulta más complejo y se ve limitado por la información de la que disponga en el mercado concreto. De hecho, para un mercado como el de auditoría, resulta muy complicado aplicar dichas medidas por la dificultad a la hora de obtener la función de costes de las firmas de auditoría

<sup>4</sup> La estructura del mercado se modifica debido a una conducta empresarial que está guiada por la eficiencia. Para justificar este argumento se recurre a la minimización de los costes de producción y de transacción (Jacquemin, 1987). Las repercusiones sobre la estructura del sector son asumidas pero desde una óptica puramente mecanicista, suponiendo una conducta de adaptación pasiva por parte de las empresas.

tradicional del oligopolio sustentada por el paradigma ECR. Partiendo de la definición de barrera de entrada como “un coste de producir que debe ser soportado por una empresa que busca entrar en la industria pero que no es soportado por las empresas que ya están en la misma” (Stigler, 1968), podemos ver cómo sólo habrá barreras de entrada en aquellos mercados donde los costes para las empresas que entran en el mercado se vuelven más altos que los costes para las empresas existentes. De no ser así, no se podría argumentar la existencia de una desventaja en costes para los potenciales entrantes. De hecho, de acuerdo con esta teoría, lo que resulta relevante para comprender la estructura de mercado no son los costes fijos sino los costes irre recuperables o hundidos<sup>5</sup>. Este hecho hace que las inversiones irre recuperables llevadas a cabo por las empresas establecidas pueden también jugar un papel estratégico a la hora de impedir la entrada, ya que constituirían un compromiso creíble de competir agresivamente por el mercado si se produjese dicha entrada. Si los costes, correspondientes a las inversiones necesarias para entrar y operar en el mercado, pudiesen tener un nuevo destino o recuperarse en parte a través de la reventa de los activos, los potenciales rivales tendrían mayores incentivos a entrar en el mercado. En ausencia de costes irre recuperables, las empresas establecidas están sujetas a que los entrantes potenciales puedan entrar y salir sin ningún coste de la industria, sin necesidad de esperar hasta que hayan generado una cantidad suficiente de ingresos para recuperar los costes irre recuperables de la entrada

Como evidencia empírica de este extremo diversos autores han puesto de manifiesto que no en todos los oligopolios estrechos hay ausencia de competencia (Baldwin y Gorecki, 1994; Demsetz, 1995; Davies y Geroski, 1997), lo que implica que estructuras de mercado concentradas pueden encubrir una intensa rivalidad entre las empresas líderes (OXERA, 2003). En efecto, en un mercado oligopolista, aun cuando la estructura del mercado, medida por ejemplo a través de la concentración puede no variar a lo largo del tiempo, pueden existir importantes cambios subyacentes en el número, la distribución por tamaño y en la identidad de las empresas líderes del mercado, aspectos éstos que pueden aportar una descripción más real de la intensidad de la competencia, dado que la concentración puede enmascarar una intensa rivalidad entre las firmas líderes del mercado (Schmalensee, 1989; Caves y Porter, 1978; Baldwin y Gorecki, 1994; Sakakibara y Porter, 2001; Kato y Honjo, 2006).

---

<sup>5</sup> Los costes hundidos o irre recuperables se definen como se definen como costes que no se pueden recuperar, o las inversiones que uno tiene que hacer para operar con éxito en un mercado, pero que se quedan sin valor si se abandona el mercado Véase Schmalense (1983) y Stiglitz (1987) para un análisis de la importancia de los costes irre recuperables frente a los costes fijos.

De esta forma, mercados muy concentrados pueden resultar muy competitivos si las empresas líderes perciben la amenaza de nuevas entradas y las barreras de entrada resultan fácilmente superables. En concreto, se señala que aun a pesar de la existencia de una estructura concentrada, si en un mercado no existen fuertes barreras de entrada, las empresas líderes fijaran precios cercanos a los que se producirían en un mercado de competencia perfecta, dado que si se observaran grandes ganancias ello atraería la entrada de nuevos competidores. Este argumento rebate la tesis de que la concentración reduce la competencia en un mercado, centrando el foco de atención en la naturaleza y significación de las barreras de entrada, más que en variables como la concentración, para comprender la intensidad y dinámica de la competencia.

En este sentido, una concentración elevada se asocia habitualmente con la posibilidad del ejercicio de poder de mercado por parte de las grandes empresas del sector. Sin embargo, puede darse el caso de que coexista con un flujo considerable de nuevos competidores o una inestabilidad elevada del ranking de las empresas o de sus cuotas de mercado. Estaría justificado, entonces, pensar en la existencia de una situación de competencia o rivalidad o, al menos, de falta de eficacia de los acuerdos colusivos, a pesar del valor elevado de la concentración (Caves y Porter, 1978).

Por tanto, desde una perspectiva dinámica de la competencia en el mercado, mucho de lo que sucede durante el proceso competitivo se pondrá de manifiesto por la variación de las cuotas de mercado de las firmas y los cambios en la posición relativa de las mismas (Baldwin *et al.*, 1995). Por todo ello en un mercado oligopolista, niveles relativamente altos y crecientes de concentración no resultan necesariamente inconsistentes con la existencia de un vigoroso proceso competitivo entre las empresas líderes, dado que la intensidad del proceso competitivo se medirá a través de la transferencia de cuota de mercado de las empresas perdedoras a las empresas ganadoras, hecho éste que la naturaleza agregada de los índices estructurales no revela (Baldwin y Gorecki, 1989). Por tanto, una alta concentración unida a la inestabilidad de las cuotas de mercado de las empresas líderes podría revelar una alta intensidad competitiva en el mercado y, por ello, ausencia, o al menos ineficiencia, de acuerdos entre las firmas.

En este sentido, si partimos de la premisa de que en un mercado con intensidad competitiva ninguna firma puede mantener constante su cuota de mercado a largo plazo, las variaciones que se produzcan en la misma, es decir, el aumento o la disminución que se produzca entre las cuotas de mercado de las firmas, se convierte en un indicador perfecto para someter a contraste empírico la existencia de colusión. En efecto, dado la dificultad que supone alcanzar acuerdos y mantener una acción coordinada y conjunta

por parte de las firmas, lo máximo a lo que pueden aspirar las empresas que coluden es a mantener sus cuotas constantes a lo largo del tiempo (Shepherd, 1970). De esta forma, una alta movilidad, podría estar generando información sobre comportamiento no cooperativo en el mercado (Caves y Porter, 1978; Baldwin y Gorecki, 1989; Sakakibara y Porter, 2001).

Así, parte de la literatura enfatiza la importancia que tiene en los oligopolios centrar la atención en el proceso competitivo subyacente que existe en estructuras concentradas y a introducir medidas de movilidad del mercado basadas en variaciones de cuota de las firmas líderes como forma de acercarse al conocimiento del proceso competitivo que existe en un mercado (Caves y Porter, 1978; Sandler, 1988; Baldwin y Gorecki, 1989, 1994; Bhaskar *et al.*, 1993; Deutsch y Silber, 1995; Geroski y Toker, 1996; Cable, 1997; Davies y Geroski, 1997; Gallet y List, 2001; Sakakibara y Porter, 2001; Cantner y Krüger, 2004; Kato y Honjo, 2006; Koster *et al.*, 2010; Fusillo, 2013)<sup>6</sup>. Más que de medidas alternativas, se trata de dos formas complementarias de analizar la estructura del mercado y su nivel competitivo, al proporcionar cada una de ellas un tipo de información diferente<sup>7</sup>.

Las medidas de movilidad pretenden proponer indicadores observables de la dinámica del proceso competitivo, dado que las mismas reflejan la conducta competitiva y la rivalidad existente entre las firmas líderes (Matraves y Rondi, 2007; Asplund y Nocke, 2006; Sutton, 2007; Caves, 1998), de donde se puede interpretar que la movilidad no es más que el resultado del proceso competitivo y que mayor movilidad podría estar poniendo de manifiesto mayor intensidad competitiva (Mueller, 1986; Scherer y Ross, 1990)<sup>8</sup>.

En la literatura especializada existen diversas medidas de movilidad basadas en las variaciones de la cuota de mercado, tales como serían las propias variaciones de cuota en términos absolutos y relativos, la persistencia del liderazgo y el mantenimiento del ranking. En este trabajo utilizaremos el índice de cambio distribucional, el cual

---

<sup>6</sup> Existen dos conceptualizaciones de la movilidad de las empresas en una industria: la extra-industrial que analiza las entradas y salidas de empresas del mercado y la intra-industrial que analiza los cambios en las cuotas de mercado o en el ranking de las empresas instaladas. Nosotros en este trabajo nos vamos a centrar en la movilidad intra-industrial para establecer el grado de competencia en el mercado.

<sup>7</sup> Baldwin-Gorecki (1989), encuentran que la concentración y la movilidad están correlacionadas negativamente, pero no de un modo perfecto. Si bien, sus conclusiones pueden diferir según se utilice un índice de concentración o de movilidad.

<sup>8</sup> El uso de medidas de movilidad para someter a estudio la intensidad de la competencia se basa en una serie de asunciones. En primer lugar, la competencia es por su propia naturaleza un concepto dinámico, por lo que se hace necesario utilizar indicadores que revelen los aspectos dinámicos del mercado (Caves y Porter, 1978; Schmalensee, 1982; Rhoades, 1985; Baldwin y Gorecki, 1989; Shepherd, 1997). En segundo lugar, en oligopolios estrechos la intensidad de la competencia puede ser revelada a través de la conducta de las firmas líderes y ésta se pondrá de manifiesto a través del nivel de movilidad existente en el mercado.

analiza, por un lado, las variaciones de cuota de las firmas de auditoría y, por otro, los cambios que se puedan producir entre las distintas posiciones relativas de las firmas en el mercado (ranking), bajo la asunción de que la intensidad del proceso competitivo que existe en un mercado deberá ser observable a través de la variación de cuotas y de la variación de la posición relativa de la que disfrutaban las firmas líderes del mercado (Joskow *et al.*, 1994; Cantner y Krüger, 2004; Koster *et al.*, 2012). La utilidad del análisis de la variabilidad de la cuota de mercado de las empresas líderes se basa en la premisa de que las variaciones de la cuota de mercado de éstas a lo largo del tiempo reflejan las presiones competitivas dentro de una industria. De esta forma, el análisis de las variaciones de la cuota de mercado de las empresas líderes en un mercado oligopolista a lo largo del tiempo, debido a la aproximación desagregada e intertemporal con la que se analiza la dinámica del mercado, puede proveer una información sobre la rivalidad entre las empresas que la naturaleza agregada de los índices estructurales no revela. Una alta concentración unida a la estabilidad de las cuotas de mercado de las empresas líderes podría revelar ausencia de competencia entre las mismas y existencia de acuerdos que favorezcan el ejercicio de poder de mercado, mientras que cuotas de mercados inestables resultarían inconsistentes con dicho comportamiento. En este sentido, si la desigualdad entre las cuotas de mercado de las firmas aumenta y la clasificación en el ranking es estable, es decir, las mismas empresas se encuentran en las posiciones altas y bajas de una clasificación en dos años de comparación, entonces la tasa de movilidad del mercado es baja. Sin embargo, si se reducen las desigualdades entre las cuotas de mercado y se producen cambios en la clasificación de las empresas, entonces la tasa de movilidad del mercado es alta. De ello se deduce que la existencia de altas tasas de movilidad en el mercado refleja una alta intensidad competitiva y, por el contrario, una baja tasa de movilidad implica una escasa competencia entre las firmas (Caves y Porter, 1978; Baldwin y Gorecki, 1989).

### **3. FORMULACIÓN DE HIPÓTESIS**

Como vemos, el uso de medidas como la concentración del mercado para inferir el ejercicio de poder de mercado, puede llevar a resultados erróneos, ya que la concentración puede resultar endógena y altos niveles de la misma pueden estar encubriendo una dinámica competitiva.

En este sentido, en relación con el mercado de auditoría, no existen estudios previos que hayan utilizado medidas de movilidad para inferir el ejercicio de poder de

mercado<sup>9</sup> por parte de las Grandes Firmas, lo que ha posibilitado, en nuestra opinión, que el debate sobre el control que dichas firmas poseen sobre el mercado de auditoría, y las implicaciones que ello conlleva en la intensidad de la competencia en el mercado, genere interpretaciones muy diversas. Por ejemplo, para el caso español puede traerse a colación las dispares visiones que diferentes intervinientes en el mismo mantienen sobre el ejercicio de poder de mercado. Desde las firmas de auditoría medianas se viene haciendo un llamamiento a la necesidad de aumentar la competencia en el sector, con el fin de reducir el control de las Grandes Firmas Internacionales. Así, José María Fernández Ulloa, socio director general de Audihispana Grant Thornton señalaba “Todos los reguladores, inversores y agentes de la información financiera comparten el mismo deseo de que se amplíe la competencia en el sector de auditoría y que haya más grandes jugadores” (Expansión, 15 de marzo de 2007). Por el contrario, desde las grandes firmas de auditoría se viene defendiendo la salud del sector a este respecto. Fuentes de KPMG concluían que “el mercado español de auditoría es altamente competitivo” (Expansión, 27 de febrero de 2009). Javier Lapastora, socio responsable de auditoría de PWC, declaraba que “hay gente que dice que somos un oligopolio, pero se trata de un sector tremendamente competitivo en el que no todo el mundo tiene nuestra red, nuestro expertise y nuestros medios” (La Vanguardia, 14 de Julio de 2013).

Por ello, al objeto de aportar luz sobre el ejercicio o no de poder de mercado por parte de determinadas firmas, teniendo en cuenta que los resultados obtenidos mediante el uso de medidas estáticas pueden llevarnos a error, el objetivo de este segundo capítulo empírico es analizar la relación existente entre los honorarios de auditoría y la dinámica competitiva del mercado, medida ésta a través de la movilidad del mercado. Por lo que nos planteamos la siguiente hipótesis de trabajo:

*H1: El nivel de movilidad del mercado no influye en los honorarios de auditoría*

## **4. ESTUDIO EMPÍRICO**

### **4.1. Medidas Dinámicas**

En este trabajo vamos a utilizar el concepto de movilidad en el mercado como un subrogado adecuado para precisar el nivel de competitividad del mismo. Aun cuando en la literatura han sido utilizadas diversas medidas de movilidad (Kaminarides y Farahbod,

---

<sup>9</sup> No obstante, debemos resaltar que existen trabajos previos que, al objeto de analizar la estructura del mercado de auditoría y su evolución, describen la distribución de las cuotas de mercado entre las firmas y cómo cambia el ranking durante un determinado periodo de estudio (véase García-Benau *et al.*, 1998; Carrera *et al.*, 2005; Abidin *et al.*, 2010, Caso *et al.*, 2011, entre otros), si bien no trasladan a un índice sintético que es lo que posibilita una medida objetiva de la dinámica de la competencia.

1995; Deutsch y Silber, 1995, Catner y Krüger, 2004, Koster *et al.*, 2010), la cuestión relevante al objeto de este estudio es analizar si se han producido cambios en la posición relativa que ocupan las firmas a lo largo del tiempo y si dichos cambios provocan una mayor o menor desigualdad en las cuotas de mercado de dichas firmas (Cabral, 1997). El hecho de que se produzcan cambios en las posiciones relativas de las firmas de una industria a lo largo de un periodo es indicativo de la existencia de movilidad en el mercado y, por lo tanto, de una actividad competitiva entre las firmas. Asimismo, la disminución de la desigualdad en las cuotas de mercado, puede reflejar un fuerte proceso competitivo. Por el contrario, la existencia de un aumento en la desigualdad entre unas firmas y otras, estaría poniendo de manifiesto el alto dominio que una o unas pocas firmas pueden llegar a ejercer en el mercado.

La medida de movilidad que utilizaremos es el índice de cambio distribucional (Sen, 1973; Donaldson y Weymark, 1980; Cowell, 1980, Deutsch y Silber, 1995; Méndez y Gonzalez, 2003). Gracias a esta medida podremos indicar el grado de estabilidad de la posición relativa de las empresas en el mercado (Deutsch y Silber, 1995). Así, un mayor nivel de concentración será relativamente menos preocupante en mercados muy dinámicos, en los cuales existan cambios en las posiciones del ranking, fruto de las variaciones producidas en las cuotas de mercado, que reflejen la competitividad entre las firmas.

El índice de cambio distribucional (denominado  $J_{GP}$ ) puede ser descompuesto en la suma de dos índices: el primero mide los cambios en la desigualdad, como las variaciones en el índice de Gini<sup>10</sup> ( $F_{GP}$ ), mientras que el segundo sintetiza las variaciones producidas en el ranking de empresas ( $P_{GP}$ ). Lo cual permite generalizar el análisis distinguiendo, por una parte, cambios en la desigualdad a lo largo del tiempo (índice  $F_{GP}$ ) y, por otra, la existencia de desigualdad horizontal (índice  $P_{GP}$ ). Su expresión es la siguiente:

$$J_{GP} = F_{GP} + P_{GP}$$

---

<sup>10</sup> El índice de Gini mide la desigualdad de las cuotas de mercado entre las empresas competidoras. Sus valores pueden variar entre 0 y 1. El valor 0 refleja una situación de igualdad absoluta entre las cuotas de mercado de todos los intervinientes en el mercado, mientras que el valor 1 indica una fuerte desigualdad entre los distintos competidores. Su cálculo es el siguiente:

$$Gini_t = \left( \frac{2}{n_t^2 \bar{X}_t} \right) \sum_{i=1}^{n_t} \left[ \left( i - \frac{n_t + 1}{2} \right) \right] X_{t,i}$$

Donde  $n$  es igual al número de competidores en el mercado en un momento del tiempo determinado,  $\bar{X}_t$  es igual a la media de la cuota de mercado de todos los competidores y  $X_{t,i}$  es igual a la cuota de mercado de cada uno de los competidores.

La consideración de ambos cambios hace más real los resultados de variaciones en la desigualdad y, consecuentemente, permite obtener dos movimientos que no tienen por qué ser en el mismo sentido. Por un lado, si el resultado fuese negativo, las comparaciones entre los índices de Gini de dos periodos se sitúan en el intervalo  $(-1, 1)$ , aumentando la desigualdad, y viceversa. Por otro lado, si las firmas permanecen en sus posiciones originales en la clasificación, el índice  $P_{GP}$  será cero, mientras que si algún par de firmas intercambian posiciones, éste índice tendrá valor positivo, y será mayor cuanto mayores sean las diferencias en los tamaños de dichas firmas, con un valor máximo igual a 1. Como vemos, los posibles movimientos, generan cuatro resultados posibles sobre el Índice de cambio distribucional, tal y como puede verse resumido en la tabla 1. En primer lugar, si ambos índices se mueven en sentido positivo indica que en el mercado se está alcanzando un mayor grado de competencia, debido, por un lado, a que las diferencias entre las cuotas de mercado de las firmas se reducen y, por otro lado, se produce un mayor número de movimientos en las posiciones del ranking. En segundo lugar, el índice  $F_{GP}$  puede ser positivo y, sin embargo, el índice  $P_{GP}$  ser cero. En estos casos existe movilidad en el mercado, como en el caso anterior, generada por una reducción en las diferencias entre las cuotas de mercado de las firmas, pero sin embargo, en este caso dicha reducción no repercute en cambios en el ranking. Una tercera situación posible, es aquella en la que las diferencias en las cuotas de mercado de las firmas aumentan, haciéndose la desigualdad mayor, por lo que el índice  $F_{GP}$  es negativo, pero el índice  $P_{GP}$  es positivo, por lo que dicho aumento en la desigualdad genera cambios en las posiciones del ranking. Por último, el índice  $F_{GP}$  puede ser negativo, junto con un índice  $P_{GP}$  igual a cero, en este caso la desigualdad entre las firmas aumenta y el mercado permanece inmóvil, por lo que se puede deducir que la firma líder esté aumentando su posición de dominio con respecto al resto de competidores. Evidentemente, puede darse el caso, en el que las desigualdades hayan aumentado entre las cuotas de mercado de las firmas (lo que implicaría un índice  $F_{GP}$  negativo), pero que los movimientos en el ranking sitúen al índice general como positivo, es decir, la existencia de un índice  $F_{GP}$  negativo, no implica que el resultado del índice  $J_{GP}$  no sea positivo, tal y como puede suceder en la situación 3 de la tabla siguiente.

Tabla 1: Situaciones posibles del Índice de cambio Distribucional ( $J_{GP}$ )

	$F_{GP} \geq 0$	$F_{GP} < 0$
$P_{GP} > 0$	1 Mayor Competencia: Se reduce la desigualdad Hay cambios en el ranking	3 Hay movilidad: Aumenta la desigualdad Hay cambios en el ranking
$P_{GP} = 0$	2 Hay Movilidad:	4 No competencia. Líder más líder:

	Se reduce la desigualdad No hay cambios en el ranking	Aumenta la desigualdad No hay cambios en el ranking
--	--	--

#### 4.2. Modelo para el contraste de las hipótesis.

Para analizar el efecto del nivel de movilidad del mercado en el establecimiento de los honorarios de auditoría, utilizaremos un modelo de honorarios de auditoría similar al utilizado por la literatura especializada (Simunic, 1980). En este sentido, el modelo a estimar tiene la siguiente forma funcional:

$$\text{Ln}(\text{HONOR}) = f(\text{MOVILIDAD}, \text{CONTROL})$$

donde,

$\text{Ln}(\text{HONOR})$  es el logaritmo natural de los honorarios de auditoría abonados al auditor.

##### *Variable experimental*

$M_{\text{MOVILIDAD}}$  es el índice de cambio distribucional ( $J_{\text{GP}}$ ) por año y sector de actividad, o la unión de los dos índices en los que puede descomponerse ( $F_{\text{GP}}$  y  $P_{\text{GP}}$ ).

##### *Variables de control*

Como variables de control se han considerado, por un lado, la cuota de mercado de cada firma de auditoría por año y sector de actividad ( $D_{\text{IFERENCIACIÓN}}$ ), debido a que en la literatura existe evidencia de que la existencia de mayores honorarios por parte de las Grandes Firmas, puede venir igualmente justificado porque los intervinientes en el mercado no perciben a todos los oferentes del servicio de igual forma, es decir, perciben que las firmas líderes del mercado ofrecen un servicio diferenciado (Francis, 1984; Francis & Simon, 1987; Lee, 1996; Palmrose, 1986). Dicha diferenciación, puede venir explicada por la mayor calidad que se infiere en auditores que cuenten con un nombre de marca internacionalmente reconocido o bien por la mayor calidad que se percibe por el mayor nivel de especialización que el auditor posee. Sea cual sea la base de la diferenciación percibida, estos sobrepagos ponen de manifiesto el deseo de los demandantes del servicio de pagar precios más elevados por recibir un servicio de mayor calidad, debido a las ventajas significativas que les aporta (GAO, 2003)<sup>11</sup>.

<sup>11</sup> En primer lugar, confiere mayor credibilidad a sus cuentas anuales, ya que refuerza la confianza de los inversores en la integridad de los estados financieros. En segundo lugar, reduce el riesgo de información, es decir, reduce la probabilidad de que la información específica de una empresa sea de baja calidad (Easley y O'Hara, 2004). Y, por último, un auditor de calidad mitiga los posibles conflictos de agencia (Arruñada, 2000)

Por otro lado, los atributos del cliente en términos de tamaño, complejidad y riesgo. El tamaño del cliente (LTA) lo hemos medido a través del logaritmo natural del total de activo de la empresa auditada (Palmrose, 1986; Craswell *et al.*, 1995; DeFond *et al.*, 2002; Whisenant *et al.*, 2003; Casterella *et al.*, 2004; Monterrey y Sánchez, 2007). Prácticamente todos los trabajos empíricos previos han incluido este aspecto como determinante del nivel de honorarios de auditoría, y casi todos han encontrado resultados significativos (Hay, 2013). Se espera que las empresas de mayor tamaño demanden más servicios de auditoría, por lo que abonarán una cantidad superior de honorarios de auditoría (Palmrose, 1986; De Fuentes y Pucheta, 2009; Choi *et al.*, 2010).

Igualmente, se ha señalado en la literatura que las empresas que presentan operaciones comerciales más complejas demandan más trabajo de auditoría, y por consiguiente, abonan unos honorarios de auditoría superiores (Choi *et al.*, 2010; De Fuentes y Pucheta, 2009). Como subrogados de la complejidad de las operaciones del cliente hemos empleado la raíz cuadrada del número de filiales de la empresa (FILIALES) (Francis, 1984; Francis y Simons, 1987; Craswell *et al.*, 1995; Casterella *et al.*, 2004; De Fuentes y Pucheta, 2009; Jaramillo *et al.*, 2012), y si la empresa realiza o no operaciones con el extranjero (OP\_EXTRANJ) (DeFond *et al.*, 2002; Whisenant *et al.*, 2003) medida esta última en forma de variable dicotómica.

Autores como Simunic (1980) o Francis y Simon (1987) han señalado que determinadas partidas como los inventarios o los derechos de cobro pueden generar un alto riesgo para el auditor, por lo que requerirán procedimientos de auditoría más extensos y específicos (Serrano *et al.*, 2013). Para cuantificar la importancia del ciclo de operaciones hemos incluido las variables DETA y EXTA, definidas respectivamente como el valor contable de las cuentas a cobrar y de los inventarios en relación con el total de activo de la empresa en ese ejercicio.<sup>12</sup> Es de esperar que cuanto mayor sea su valor mayor será el trabajo de auditoría, y superiores los honorarios percibidos por dicho trabajo (Monterrey y Sánchez, 2007; De Fuentes y Pucheta, 2009). Como subrogado del riesgo inherente también se han considerado el nivel de endeudamiento (DTTA) en términos de deuda total sobre el total de activo (DeFond *et al.*, 2002; Whisenant *et al.*, 2003; Monterrey y Segura, 2007; Choi *et al.*, 2010; Jaramillo *et al.*, 2012), la existencia de resultados negativos en las actividades ordinarias del ejercicio auditado (PERDIDAS\_ORD) (Choi *et al.*, 2010; Jaramillo *et al.*, 2012), la rentabilidad de los activos de la empresa (BNTA) medida como beneficio neto sobre el total de activo (Casterella *et al.*, 2004) y el acid-test (LIQ), medida como el activo corriente menos las

---

<sup>12</sup> Estas variables han sido incluidas en los trabajos previos tanto por separado como juntas (Hay, 2013).

existencias, deflactado por el pasivo corriente (Francis, 1984; Craswell *et al.*, 1995). En línea con el argumento planteado en la literatura respecto a que los auditores cargarán mayores honorarios a los clientes que representen un mayor riesgo, se espera una relación positiva entre todas las variables anteriores y el nivel de honorarios de auditoría pagados al auditor, a excepción del LIQ y BNTA, para las que esperamos una relación negativa.

La literatura especializada también ha venido destacando la influencia de una serie de atributos del auditor como factores explicativos del nivel de honorarios de auditoría. A este efecto hemos incluido la variable NUEVO, que es una variable dicotómica que tomará valor 1 cuando el cliente es nuevo para al auditor y cero en caso contrario (Serrano *et al.*, 2013). En este sentido, varios autores han argumentado que un nuevo cliente puede generar mayor riesgo para el auditor por la falta de conocimiento del mismo (Simunic, 1980; Niemi, 2004; Bell *et al.*, 2008), por lo que la relación esperada entre esta variable y el nivel de honorarios sería positiva (Serrano *et al.*, 2013). Por el contrario, en línea con los argumentos sobre la existencia de una estrategia de precios introductorios a la baja por parte de los auditores para captar nuevos clientes (DeAngelo, 1981a; Francis, 1984; Francis y Simons, 1987; DeFond *et al.*, 2002; Whisenant *et al.*, 2003; Monterrey y Sanchez, 2007; DeFuentes y Pucheta, 2009; Choi *et al.*, 2010; Jaramillo *et al.*, 2012), la relación que cabría esperar entre esta variable y el nivel de honorarios de auditoría sería negativa.

Siguiendo a Hay (2013), la literatura empírica especializada también ha proporcionado evidencia sobre el efecto de diversos atributos del encargo de auditoría en los honorarios de auditoría percibidos por el auditor. Así, se ha señalado que las circunstancias que rodean a la emisión de un informe no limpio requieren la acumulación de gran cantidad de evidencia que proporcione al auditor un nivel de seguridad suficiente, además de protegerle frente al incremento del riesgo de que se emprendan acciones legales contra él (Palmrose, 1986). Para analizar el efecto del tipo de opinión incluimos la variable OPINION, que tomará valor 1 cuando el informe no sea limpio y cero en caso contrario (Simunic, 1980; Francis, 1984; Palmrose, 1986; Francis y Simon, 1987; Craswell *et al.*, 1995; Whisenant *et al.*, 2003; Casterella *et al.*, 2004; De Fuentes y Pucheta, 2009; Jaramillo *et al.*, 2012; Serrano *et al.*, 2013).

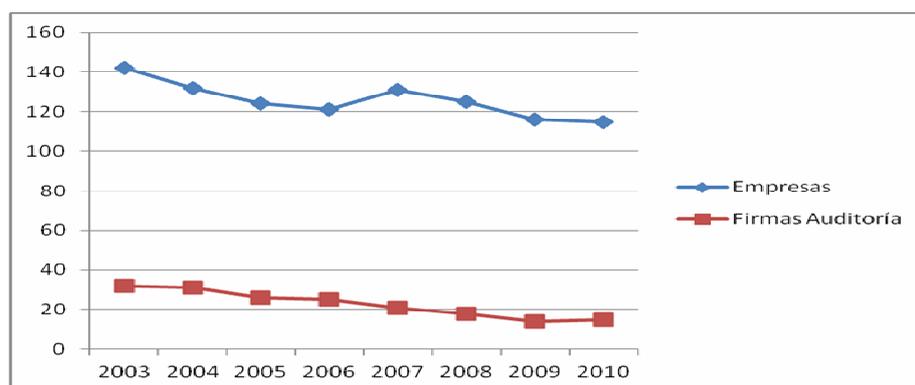
Por último, diversos auditores apuntan que los honorarios de auditoría pueden estar afectados por el tipo de sector al que pertenezca el cliente. Como señala Palmrose (1986), ello se debe, en parte, a las posibles diferencias en tanto en los requerimientos de auditoría como al riesgo de auditoría entre sectores. Para controlar el efecto del

sector de actividad tomado la clasificación sectorial de la Bolsa de Madrid (13 sectores). Finalmente, para controlar el posible efecto temporal en los datos, hemos incluido la variable AÑO.

### 4.3. Diseño de la muestra

Para contrastar las hipótesis hemos confeccionado una base de datos referida a empresas españolas no financieras cotizadas en Bolsa<sup>13</sup>, de las cuales hemos extraído información de los registros públicos de la Comisión Nacional del Mercado de Valores. La elección de dicho periodo se justifica porque 2002 es el año a partir del cual las empresas quedan obligadas a informar en la memoria de las cuentas anuales sobre los honorarios abonados a sus auditores de cuentas en concepto de servicios de auditoría, así como por otros servicios prestados (Disposición adicional decimocuarta, Ley 44/2002 de medidas de reforma del sistema financiero). Por su parte, 2010 es el último año para el que hemos dispuesto de información completa para todas las empresas de la muestra. Asimismo, debemos indicar que debido al cálculo necesario para las variables de movilidad, la muestra utilizada tiene un horizonte temporal de ocho años, desde el 2003 hasta el 2010, ambos inclusive, y está formada inicialmente por 1086 observaciones-año, correspondientes a un panel no equilibrado de 177 empresas. De esta muestra inicial se han seleccionado sólo las empresas para las que se ha podido obtener información para todas las variables del modelo. Esto supone una muestra de 1.006 observaciones pertenecientes a 170 empresas, cuya distribución anual puede verse en la gráfica 1 junto con la información relativa al número de firmas de auditoría. A continuación, en la tabla 2 se presenta información sobre la distribución sectorial de la misma.

Gráfica 1. Distribución de empresas y firmas de auditoría por año



<sup>13</sup> No se han considerado las empresas de naturaleza financiera porque el significado de los ratios financieros puede diferir significativamente del resto de empresas, lo que podría producir resultados empíricos inconsistentes.

Tabla 2. Distribución sectorial de empresas y firmas para los años 2003, 2006 y 2010

Sectores	Años					
	2003		2006		2010	
	Empresas	Firmas	Empresas	Firmas	Empresas	Firmas
S1	14	6	14	7	12	6
S2	19	8	17	7	12	3
S3	10	3	9	3	8	2
S4	5	4	7	4	8	3
S5	17	8	14	7	13	5
S6	7	4	6	5	5	4
S7	10	5	8	5	7	5
S8	4	4	5	4	7	4
S9	4	2	2	2	3	2
S10	5	3	5	2	5	2
S11	9	7	7	5	7	4
S12	8	3	5	3	6	4
S13	30	17	22	13	22	8
Total	142		121		115	

Clasificación sectorial: Sector 1: Petróleo y Energía, Sector 2: Minerales, Sector 3: Construcción, Sector 4: Industria Química, Sector 5: Alimentación y Bebidas, Sector 6: Textil, vestido y calzado, Sector 7: Papel, artes gráficas y otros, Sector 8: Productos farmacéuticos y biotecnología, Sector 9: Ocio, turismo y hostelería, Sector 10: Comunicación, Sector 11: Transportes, Sector 12: Tecnología, Sector 13: Inmobiliarias.

## 5. RESULTADOS

### 5.1. ANALISIS UNIVARIANTE Y ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS

En la tabla 3 se recogen los estadísticos descriptivos de la muestra. Como puede observarse, en lo que se refiere a la variable de logaritmo de honorarios de auditoría, vemos que existe una gran dispersión. Si analizamos los descriptivos de la variable Honorarios de Auditoría sin aplicarle el logaritmo, comprobamos como el rango va de un mínimo aproximado de 1500€ hasta un máximo cercano a siete millones de euros, siendo los honorarios medios cobrados por las firmas de auditoría de 193.603€. Estos resultados son ligeramente superiores a los obtenidos en el trabajo de De Fuentes y Pucheta (2009) y algo inferiores a los descritos por Monterrey y Sánchez (2007), lo cual puede deberse a que en nuestro trabajo el número de años incluidos en la muestra es superior<sup>14</sup>.

<sup>14</sup> En el trabajo de De Fuentes y Pucheta (2009) se utiliza una muestra de 135 empresas españolas no financieras cotizadas en Bolsa exclusivamente en el año 2002 y, en el trabajo de Monterrey y Sánchez (2007), la muestra utilizada es de 136 empresas españolas no financieras cotizadas en el periodo 2003-2005.

En lo que se refiere a los descriptivos de las variables de movilidad, vemos como las tres variables  $J_{GP}$ ,  $F_{GP}$  y  $P_{GP}$  presentan una gran dispersión. En lo referente a  $J_{GP}$ , posee un valor medio positivo y su rango de valores es amplio, ya que puede oscilar entre valores negativos como positivos. El índice  $F_{GP}$ , el cual representa el aumento o la disminución en la desigualdad entre las cuotas de mercado de las firmas, posee un valor medio negativo, lo que indica que en término medio, la desigualdad en cuotas de mercado ha aumentado. Por último, el índice  $P_{GP}$ , el cual puede oscilar entre 0 y 1, dónde 0 significa que no han existido cambios en el ranking y 1 que se han modificado todas las posiciones, presenta un rango de valores desde 0 a 0,82, por lo que podemos encontrarnos ante situaciones en las que el ranking se ha mantenido contante o situaciones con una gran movilidad en dichas posiciones.

Con respecto a los descriptivos de las variables de control, vemos como la variable que representa la cuota de mercado ( $D_{\text{IFERENCIACIÓN}}$ ) presenta una elevada dispersión, desde algunas firmas con un 0% de cuota de mercado hasta algunas otras con un dominio del 99% del total del mercado, siendo la cuota de mercado media de la muestra del 33%. Por otro lado, también existe una gran dispersión en el tamaño de las empresas auditada. La rentabilidad de los activos presenta un valor medio positivo, al igual que sucede para el caso del acid-test (LIQ) y el endeudamiento total (DTTA). Las variables DETA y EXTA presentan valores medios positivos en inferiores a los obtenidos en el trabajo de Monterrey y Sánchez (2007b). Por otro lado, la variable FILIALES posee una gran dispersión, existiendo empresas que no poseen ninguna filial. En lo que se refiere a la variables categóricas, podemos observar como la variable PERDIDAS\_ORD posee un valor medio bajo, por lo que el mayor porcentaje de empresas no posee pérdidas en el ejercicio. Las variables NUEVO y OPINION también presentan un valor medio bajo. En el caso de la variable NUEVO, la cual toma valor 1 cuando el cliente es nuevo para el auditor, presenta un valor prácticamente 0, lo que indica que las empresas auditadas no suelen cambiar de firma de auditoría con facilidad. La variable OPINION, con un valor medio cercano a 0, indica que en la mayoría de las ocasiones, el informe de auditoría es limpio. Por último, la variable OP\_EXTRANJ presenta un valor medio por encima de 0,5, lo cual nos muestra que existe un porcentaje mayor de empresas que realizan operaciones en el extranjero de las que no las realizan.

Tabla 3 Estadísticos descriptivos (n=1.006)

<b>Variab</b> les	<b>Media</b>	<b>Mediana</b>	<b>D.S.</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
<i>Variab</i> les continuas					
LAF	11,093	11,082	1,356	7,313	15,758
$J_{GP}$	0,0405	0,0017	0,178	-0,5071	1,0337
$F_{GP}$	-0,0047	-0,0166	0,126	-0,5071	0,3813

P <sub>GP</sub>	0,0452	0,0037	0,1105	0,000	0,8089
DIFERENCIACIÓN	0,335	0,241	0,302	0,000	0,992
LTA	19,582	19,400	1,964	14,768	25,257
BNTA	0,027	0,035	0,137	-1,879	0,733
LIQ	10,568	0,921	122,434	-0,267	3.484,118
DTTA	0,512	0,527	0,279	0,001	2,922
DETA	0,137	0,088	0,147	0,000	0,734
EXTA	0,105	0,022	0,169	0,000	0,970
FILIALES	3,466	3,162	2,369	0,000	24,617
<i>Variables categóricas</i>					
PERDIDAS_ORD	0,281				
NUEVO	0,074				
OPINION	0,155				
OP_EXTRANJ	0,562				

### 5.1.1. Índice de cambio distribucional ( $J_{GP}$ ) en el mercado de auditoría español

Tal y como hemos explicado anteriormente, el uso del índice de cambio distribucional como medida de movilidad permite obtener una visión dinámica sobre la situación y evolución del mercado. En este sentido, si dicho índice es positivo y su evolución a lo largo del tiempo va en aumento, implica que existe más movilidad en el mercado, ya sea debido a una menor desigualdad en las cuotas de mercado de las firmas de auditoría o a diferencias acaecidas en las posiciones del ranking de dichas firmas. En la tabla 4 se muestran los valores medios tanto del índice  $J_{GP}$ , como de los dos índices en Iso que se descompone ( $F_{GP}$  y  $P_{GP}$ ), para todos los años analizados.

Tabla 4 Valores medios de  $J_{GP}$ ,  $F_{GP}$  y  $P_{GP}$  por año

Año	$J_{GP}$	$F_{GP}$	$P_{GP}$
2003	-0,0212	-0,0720	0,0508
2004	0,0037	-0,0151	0,0188
2005	0,0624	0,0196	0,0428
2006	0,0223	0,0025	0,0198
2007	0,1119	0,0472	0,0647
2008	0,0332	-0,0020	0,0352
2009	0,1015	0,0138	0,0877
2010	0,0195	-0,0237	0,0432
Media del periodo	0,0405	-0,0047	0,0452

De los datos recogidos en la tabla se observa como el índice de cambio distribucional ( $J_{GP}$ ) sufre un ascenso paulatino con el transcurso del tiempo, pasando de un valor negativo a principio del periodo analizado, a valores positivos durante el resto del período, presentando diferencias significativas a nivel interanual (Chi-cuadrado=129,92; p-value=0,0001). Asimismo, si analizamos el valor que alcanza la

media del índice de cambio distribucional a lo largo del periodo, vemos como dicho valor es positivo. Ello nos indica que existe movilidad en el mercado de auditoría español, es decir, existe dinámica competitiva entre las firmas, aunque para averiguar a qué se debe la misma, debemos estudiar los valores de los índices  $F_{GP}$  y  $P_{GP}$ . Así, vemos como el valor medio del índice  $F_{GP}$  del periodo es negativo, por lo que podemos deducir que la desigualdad entre las cuotas de las firmas de auditoría ha aumentado en término medio en el periodo, sin embargo, dicha desigualdad no ha impedido que se produzcan cambios en el ranking (índice  $P_{GP}$ ). Por otro lado, si analizamos los resultados de dichos índices anualmente, vemos como el índice  $F_{GP}$  posee valores tanto negativos como positivos, lo que indica que la desigualdad entre las cuotas de mercado de las firmas ha ido oscilando en todo el período, presentando diferencias significativas anualmente (Chi-cuadrado=93,77; p-value=0,0001). En relación al índice  $P_{GP}$ , el cual también presenta diferencias significativas a nivel interanual (Chi-cuadrado=32,34; p-value=0,0001), observamos como en ningún año toma el valor cero, por lo que en término medio han existido movimientos en las posiciones de las firmas en todos los años.

A continuación, analizamos la movilidad a nivel sectorial. En la tabla 5 presentamos los valores medios de dichos índices para todo el periodo.

Tabla 5 Valores medios de los índices  $J_{GP}$ ,  $F_{GP}$  y  $P_{GP}$  por sector

Sectores	$J_{GP}$	$F_{GP}$	$P_{GP}$
S1	0,0919	0,0435	0,0484
S2	0,0059	0,0009	0,0050
S3	-0,0315	-0,0318	0,0003
S4	0,0568	-0,0151	0,0719
S5	0,0369	-0,0426	0,0795
S6	0,1601	0,0616	0,0985
S7	0,0128	0,0033	0,0095
S8	0,0983	-0,0021	0,1004
S9	0,1717	0,0688	0,1029
S10	0,0156	-0,0108	0,0264
S11	0,0393	0,0031	0,0362
S12	0,1035	0,0125	0,0910
S13	-0,0018	-0,0348	0,0330

El análisis de la tabla anterior pone de manifiesto la existencia de diferencias en los valores de los índices de movilidad a nivel sectorial, las cuales se corroboran con la realización del test no paramétrico de la varianza (Chi-cuadrado=132,509 y p-value=0,0001; Chi-cuadrado=73,793 y p-value=0,0001; Chi-cuadrado=241,758 y p-value=0,0001, respectivamente). Asimismo, atendiendo a los distintos valores que puede tomar el índice  $J_{GP}$ , tal y como indica la tabla 1 analizada anteriormente, podemos

destacar sectores más competitivos (como los sectores 1, 2, 6, 7, 9, 11 y 12) debido a que tanto el índice  $J_{GP}$ , como los índices  $F_{GP}$  y  $P_{GP}$  son positivos. Es decir, se trata de sectores dónde la desigualdad en cuotas de mercado, en término medio, ha disminuido en el periodo y, además, se han producido cambios en las posiciones del ranking. Por otro lado, también observamos que existe otro conjunto de sectores (como los sectores 4, 5, 8 y 10) dónde existe movilidad, ya que el índice  $J_{GP}$  es positivo, pero dicha movilidad sólo se explica por movimientos de las firmas en las distintas posiciones del ranking y no por una disminución de la desigualdad. Por último, vemos como existen dos sectores (3 y 13) cuyo índice  $J_{GP}$  es negativo. En el primero se debe a un valor negativo en el índice  $F_{GP}$  y cero para el índice  $P_{GP}$ , lo que denota que se trata de un sector donde la desigualdad en cuotas de mercado ha ido aumentando y las posiciones en el ranking de las firmas no se han modificado en todo el período de estudio. Este hecho nos llevaría a concluir que se trata de un sector dónde no existe competencia, ya que se encuentra dominado por Deloitte, la firma líder del mismo. En el segundo, a pesar de que también presenta un valor negativo para el índice global  $J_{GP}$ , su explicación difiere de la del sector anterior. En este caso, dicho valor negativo se debe a un aumento en la desigualdad de las cuotas de mercado de las firmas, pero habiéndose producido movimiento en las posiciones del ranking de las mismas. Por lo que en definitiva se trata de un sector dónde, aunque en menor medida, existe cierta dinámica competitiva.

### **5.1.2. Honorarios de Auditoría y Movilidad del mercado**

La relación que se espera obtener entre las medidas de movilidad y los honorarios de auditoría es la siguiente, en aquellos mercados donde la movilidad sea alta, será síntoma de una elevada competencia entre las firmas, por lo que los honorarios del servicio serán menores. Por el contrario, en mercados estáticos, donde la movilidad es baja, indicará que existe poca competencia, por lo que es más probable que las firmas líderes ejerzan su poder de mercado y, por consiguiente, se eleven los precios.

En este sentido, si los honorarios son mayores cuando existe mayor movilidad, se pondrá de manifiesto que una mayor competencia no reduce los honorarios de las firmas. Por el contrario, si los precios son mayores cuando menor es la movilidad, inducirá a pensar que las firmas líderes sí ejercen poder de mercado.

En la tabla 6 presentamos los resultados obtenidos para comprobar si existen diferencias significativas en los honorarios en función de una mayor o menor movilidad. Los resultados ponen de manifiesto que los honorarios son mayores cuando hay más movilidad en el mercado, por lo parece que las firmas líderes no estarán ejerciendo

poder de mercado y compiten entre ellas. No obstante, será necesario realizar el análisis multivariante para contrastar la significatividad de cada variable y obtener conclusiones fehacientes.

Tabla 6 Test de diferencias atendiendo a la movilidad del mercado.

Cuadrantes	Honorarios medios	Estadístico (p-value)
1	238.383,38	
2	140.290,21	13,290
3	217.736,03	(0,0041)
4	144.959,65	

Asimismo, si segmentamos la muestra en función de aquellos sectores que poseen mayor o menor movilidad, vemos como los sectores cuya movilidad media se encuentra por encima de la media del mercado son: Petróleo y Energía, Industria Química, Textil, Productos Farmacéuticos, Ocio y Tecnología, el resto de sectores presentan valores medios inferiores a la media del mercado. A tenor de dicha segmentación, comprobamos como existen diferencias significativas en los honorarios de auditoría, resultando que en aquellos sectores donde la movilidad es mayor, también se obtienen mayores honorarios, tal y como se muestra en la tabla siguiente.

Tabla 7 Test de diferencias atendiendo a la movilidad del mercado.

Segmentación por sectores	Honorarios medios	Estadístico (p-value)
Más Movilidad	393.131,42	(0,000)
Menos movilidad	95.760,58	

## 5.2. ANÁLISIS MULTIVARIANTE

En la tabla 8 se recogen los resultados de los modelos de regresión lineal que han sido estimados junto con diferentes medidas de la bondad del ajuste. La primera columna muestra el modelo base con las variables de control. Los sucesivos modelos incorporan a ese modelo base las variables que queremos analizar. Los valores del estadístico t se presentan ajustados, con los errores estándar robustos corregidos frente a la heterocedasticidad y tomando agrupaciones a nivel de empresa (Petersen, 2009; Choi et al., 2010). De forma adicional, se ha calculado el factor de inflación de la varianza (FIV) para todas las regresiones. El valor más alto que toma el FIV es 2.26, siendo en la mayoría de los casos inferior a 2, por lo que es poco probable que la variable sea colineal (Gujarati, 1997, p. 334). De ello inferimos que la multicolinealidad no es un problema en nuestras estimaciones.

El estadístico F indica que todos los modelos resultan significativos en conjunto a un nivel de significación del 1%. La bondad del ajuste de todos los modelos, medida por el coeficiente de determinación está en torno al 65%, en línea con la capacidad explicativa mostrada por los modelos propuestos en los trabajos previos (véase Hay, 2013), lo que sugiere que nuestro modelo explica una proporción significativa de las variaciones en el nivel de honorarios de auditoría.

Tal y como ya hemos comentado, el primer modelo representa el modelo base, formado por todas las variables de control, al cual se le han añadido en los sucesivos modelos las variables que queremos analizar. En primer lugar, en el modelo 2 se ha incluido en la regresión la variable experimental de movilidad  $J_{GP}$ . Como vemos, dicha variable resulta positiva y no significativa, por lo que la movilidad no influye en el establecimiento de los honorarios de auditoría, poniéndose de manifiesto que las Grandes Firmas no ejercen poder de mercado. En segundo lugar, en el modelo 3, se han incluido los índices de los que está compuesta,  $F_{GP}$  y  $P_{GP}$ , resultando igualmente no significativos.

Debido a ello, analizamos los resultados obtenidos en la variable de control ( $D_{\text{DIFERENCIACIÓN}}$ ), la cual comprobamos que resulta positiva y significativa en ambos modelos. Por lo que existe una relación directa entre los honorarios cobrados por las firmas de auditoría y su cuota de mercado. Es decir, a mayor cuota de mercado, mayores serán los honorarios que perciban las firmas por la prestación del servicio. Así, dichos resultados nos permiten corroborar que los mayores honorarios de las grandes firmas internacionales vienen explicados por un efecto diferenciación en la prestación del servicio, en lugar de por el ejercicio de poder de mercado. En este caso, las empresas auditadas perciben una calidad diferenciada en las firmas internacionales, por lo que están dispuestas a pagar más por contratar los servicios de las mismas.

Asimismo, y dados los resultados obtenidos, en los modelos 4 y 5 se han incluido ambas variables conjuntamente, es decir, movilidad y diferenciación, y el término de interacción entre ambas, para comprobar si el efecto de la diferenciación sobre los honorarios de auditoría se ve afectada por la existencia de una mayor o menor movilidad del mercado (Smirlock, 1984). Tras la regresión, comprobamos como la diferenciación no se ve afectada por el efecto de la movilidad, resultando no significativa la variable que representa dicha interacción y manteniéndose los resultados anteriores.

Tras los resultados obtenidos en los diversos modelos podemos aceptar la hipótesis del trabajo, es decir, podemos concluir que los honorarios de auditoría no se ven afectados por la movilidad del mercado. Esta conclusión nos indica que las Grandes

Firmas no ejercen poder de mercado y lo que realmente afecta a los honorarios de auditoría en el mercado español es la diferenciación. Por ello, lo que puede deducirse tras esta evidencia, es que las firmas líderes compiten por diferenciarse entre ellas, ya que observan que es gracias a dicha diferenciación cuando logran obtener unos honorarios superiores.

Tabla 8. Análisis de regresión lineal entre Honorarios de Auditoría y Variables de Movilidad.

Variables	Signo esperado	MODELO 1		MODELO 2		MODELO 3	
		Coefficiente	Estadístico	Coefficiente	Estadístico	Coefficiente	Estadístico
<i>Variables experimentales</i>							
J <sub>GP</sub>	-			0,139	1,50		
F <sub>GP</sub>	-					0,179	1,42
P <sub>GP</sub>	-					0,090	0,62
<i>Variables de control</i>							
DIFERENCIACIÓN	+	1,06	5,74***	1,065	5,75***	1,065	5,75***
LTA	+	0,459	11,15***	0,458	11,14***	0,458	11,14***
BNTA	-	-0,840	-3,53***	-0,843	-3,55***	-0,843	-3,55***
PERDIDAS_ORD	+	0,050	0,83	0,048	0,80	0,048	0,80
LIQ	-	0,000	0,48	0,000	0,49	0,000	0,49
DTTA	+	-0,452	-3,01***	-0,450	-3,00***	-0,450	-2,98***
DETA	+	0,706	2,61***	0,702	2,60***	0,702	2,59**
EXTA	+	0,254	1,23	0,251	1,22	0,251	1,21
NUEVO	+/-	-0,146	-1,69*	-0,152	-1,76*	-0,152	-1,75*
OPINION	+	0,137	1,61	0,137	1,62	0,137	1,62
OP_EXTRANJ	+	0,248	2,78***	0,250	2,78***	0,250	2,78***
FILIALES	+	0,051	1,95*	0,050	1,95*	0,050	1,95*
C		0,930	1,32	0,948	1,34	0,947	1,34
CONTROL SECTORIAL			SI		SI		SI
CONTROL TEMPORAL			SI		SI		SI
R2		0,791		0,791		0,791	
Estadístico F		37,39***		36,23***		35,36***	
Observaciones		1006		1006		1006	
Cluster (empresa)		170		170		170	

\*\*\*Indica un nivel de confianza superior al 99%, \*\* superior al 95%, y \* superior al 90%.

Tabla 8. Análisis de regresión lineal entre Honorarios de Auditoría y Variables de Movilidad (continuación)

Variables	Signo esperado	MODELO 4		MODELO 5	
		Coefficiente	Estadístico	Coefficiente	Estadístico
<i>Variables experimentales</i>					
J <sub>GP</sub>	-	0,141	1,06		
F <sub>GP</sub>	-			0,053	0,31
P <sub>GP</sub>	-			0,282	1,25
D <sub>IFERENCIACIÓN</sub>	+	1,065	5,73***	1,093	5,69***
J <sub>GP</sub> XD <sub>IFERENCIACION</sub>	+	-0,006	-0,01		
F <sub>GP</sub> XD <sub>IFERENCIACIÓN</sub>	+			0,358	0,64
P <sub>GP</sub> XD <sub>IFERENCIACIÓN</sub>	+			-0,643	-0,80
<i>Variables de control</i>					
LTA	+	0,458	11,14***	0,459	11,17***
BNTA	-	-0,843	-3,55***	-0,847	-3,56***
PERDIDAS_ORD	+	0,048	0,80	0,050	0,83
LIQ	-	0,000	0,49	0,000	0,48
DTTA	+	-0,450	-2,98***	-0,451	-2,99***
DETA	+	0,702	2,59**	0,698	2,57**
EXTA	+	0,251	1,21	0,250	1,20
NUEVO	+/-	-0,152	-1,75*	-0,148	-1,70*
OPINION	+	0,137	1,62	0,136	1,59
OP_EXTRANJ	+	0,250	2,78***	0,250	2,78***
FILIALES	+	0,050	1,95*	0,051	1,97*
C		0,947	1,34	0,935	1,33
CONTROL SECTORIAL / CONTROL TEMPORAL		SI / SI		SI / SI	
R2		0,791		0,792	
Estadístico F		35,15***		33,63***	
Observaciones		1006		1006	
Clúster (empresa)		170		170	

\*\*\*Indica un nivel de confianza superior al 99%, \*\* superior al 95%, y \* superior al 90%.

### 5.3. ANÁLISIS ADICIONALES

Tras la realización de dichos análisis y a la luz de los resultados obtenidos, procedemos a comprobar si realmente los mayores honorarios percibidos por las grandes firmas internacionales proceden por un efecto diferenciación o no. Para ello, volvemos a regresar los modelos 2 y 3 atendiendo a diversos criterios de segmentación del mercado. En primer lugar, dividimos la muestra principal en función del tamaño de las empresas sometidas a auditoría (Simunic, 1980; Francis, 1984; Carson *et al.*, 2004). De esta forma obtenemos dos submuestras, una dónde los clientes poseen menor tamaño y otra dónde los clientes son mayores. En el primer caso, se trata de un mercado más competitivo (más representativo de un mercado de competencia perfecta), ya que el número de firmas de auditoría es mayor y éstas actuarían como sustitutos perfectos unas de otras. En el segundo caso, debido a que el número de firmas de auditoría presentes en el mercado es menor, se trata de una situación de competencia imperfecta (oligopolio), por lo que la competencia directa entre las firmas es menos probable (Simunic, 1980). Esto nos permite poder comparar el comportamiento de los precios en ambas segmentos, usando el primero de ellos como instrumento de control. Los resultados de la tabla 9 indican que tanto en el modelo 6 y 7, independientemente del tramo de tamaño en el que nos situemos, la movilidad sigue sin resultar significativa para la variable honorarios, y sí la diferenciación de cada firma. Por lo que en el tramo de los pequeños clientes, dónde existe mayor competencia entre las firmas debido a las menores barreras de entrada, vemos como en definitiva es la diferenciación de las firmas la que resulta estadísticamente significativa y no la movilidad. Este hecho da robustez a los resultados obtenidos hasta el momento, ya que a pesar de tratarse de un tramo dónde las empresas auditadas pueden elegir entre un mayor número de firmas y, por tanto, escoger aquella que menor coste les genere, contrariamente prefieren contratar los servicios de aquellas firmas cuya reputación sea mayor, a pesar de que ello les implique pagar mayores honorarios por sus servicios. Esto es debido a la percepción que las empresas tienen sobre las firmas de auditoría, ya que firmas con mayor cuota, poseen mayor reputación y, por tanto, dicha reputación les reportará mayor fiabilidad a sus cuentas anuales auditadas. Análogos resultados obtenemos en el tramo de los grandes clientes, dónde la diferenciación también resulta estadísticamente significativa.

Tabla 9 Regresión lineal de los honorarios de auditoría por tamaño de clientes

Variables	MODELO 6				MODELO 7			
	PEQUEÑOS CLIENTES		GRANDES CLIENTES		PEQUEÑOS CLIENTES		GRANDES CLIENTES	
	Coefficiente	Estadístico	Coefficiente	Estadístico	Coefficiente	Estadístico	Coefficiente	Estadístico
<i>Variables experimentales</i>								
J <sub>GP</sub>	0,133	1,23	0,218	1,39				
D <sub>IFERENCIACION</sub>	0,493	2,43***	1,478	6,02***	0,494	2,43**	1,479	6,01***
F <sub>GP</sub>					0,073	0,44	0,268	1,42
P <sub>GP</sub>					0,190	1,18	0,126	0,44
<i>Variables de control</i>								
LTA	0,482	7,27***	0,443	5,71***	0,482	7,27***	0,443	5,70***
BNTA	-0,827	-3,91**	-0,763	-1,49	-0,826	-3,89***	-0,767	-1,49
PERDIDAS_ORD	-0,038	-0,50	0,046	0,55	-0,039	-0,51	0,046	0,55
LIQ	-0,000	-1,14	0,000	1,72*	-0,000	-1,15	0,000	1,72*
DTTA	-0,252	-1,73*	-0,665	-1,93*	-0,252	-1,73*	-0,664	-1,92*
DETA	1,002	2,92***	0,386	1,14	1,003	2,92***	0,392	1,15
EXTA	0,384	1,67*	0,320	0,92	0,384	1,66*	0,321	0,92
NUEVO	-0,117	-1,59	-0,176	-0,84	-0,117	-1,59	-0,169	-0,78
OPINION	0,154	1,55	0,194	1,11	0,154	1,54	0,196	1,11
OP_EXTRANJ	0,140	1,46	0,242	1,50	0,140	1,46	0,242	1,50
FILIALES	0,118	2,98***	0,051	2,02**	0,118	2,97***	0,051	2,05**
C	0,455	0,40	1,076	0,70	0,441	0,39	1,081	0,70
CONTROL SECTORIAL	SI		SI		SI		SI	
CONTROL TEMPORAL	SI		SI		SI		SI	
R2	0,726		0,638		0,720		0,638	
Estadístico F	32,77***		349,49***		32,20***		336,28***	
Observaciones	500		506		500		506	
Clúster (empresa)	101		93		101		93	

\*\*\*Indica un nivel de confianza superior al 99%, \*\* superior al 95%, y \* superior al 90%.

Por último, realizamos el mismo análisis anterior, pero en esta ocasión segmentamos el mercado en función del número de oferentes, debido a que la existencia de diversas barreras de entrada como la reputación diferencial de algunas firmas, la especialización requerida para determinados sectores, la posibilidad de explotar economías de escala, etc., pueden repercutir en los mismos.

En aquellos mercados donde exista un número suficiente de oferentes, la competencia entre ellos será mayor y, por lo tanto, funcionará como un mercado de competencia perfecta (Baumol *et al.*, 1982). Sin embargo, en aquellos mercados donde existan elevadas barreras de entrada que otorguen determinadas ventajas a las pocas empresas establecidas en el mercado y reduzcan la posibilidad de entrada de nuevos competidores, obviamente, la competencia será menor. En este sentido, para medir el nivel de la intensidad de las barreras de entrada usaremos, como en estudios previos (Kwon, 1996; Abidin *et al.*, 2010), el número de firmas de auditoría establecidas en el mercado. De este modo, obtenemos dos submuestras, una donde el número de firmas (oferentes) es mayor y, por tanto, existirán menos barreras de entrada y otro donde el número de firmas es menor, por consiguiente, mayores barreras de entrada.

En la tabla 10 se presentan los resultados obtenidos tras regresar los modelos. En el primero de ellos se ha introducido la variable  $J_{GP}$  y en el segundo se ha sustituido por las variables  $F_{GP}$  y  $P_{GP}$ , incluyendo en ambos modelos la variable de diferenciación. Como vemos, en ambos modelos, la variable de diferenciación sigue siendo la que influye en los honorarios de auditoría, resultando no significativa la variable de movilidad, independientemente de que en el mercado compitan muchas o pocas firmas de auditoría.

Tabla 10. Regresión lineal de los honorarios de auditoría por segmento de número de oferentes

Variables	MODELO 8				MODELO 9			
	POCOS OFERENTES		MUCHOS OFERENTES		POCOS OFERENTES		MUCHOS OFERENTES	
	Coefficiente	Estadístico	Coefficiente	Estadístico	Coefficiente	Estadístico	Coefficiente	Estadístico
<i>Variables experimentales</i>								
J <sub>GP</sub>	0,033	0,28	0,215	1,20				
D <sub>IFERENCIACIÓN</sub>	1,164	5,45***	0,917	3,48***	1,163	5,44***	0,929	3,52***
F <sub>GP</sub>					-0,037	-0,21	-0,058	-0,27
P <sub>GP</sub>					0,099	0,58	1,244	1,41
<i>Variables de control</i>								
LTA	0,363	7,49***	0,514	9,30***	0,362	7,48***	0,513	9,29***
BNTA	-0,556	-1,85*	-1,167	-3,17***	-0,552	-1,84*	-1,151	-3,13***
PERDIDAS_ORD	0,038	0,50	0,028	0,26	0,037	0,49	0,026	0,25
LIQ	0,000	3,39***	-0,000	-1,03	0,000	3,38***	-0,000	-1,07
DTTA	-0,405	-2,06**	-0,504	-2,60**	-0,407	-2,07**	-0,494	-2,55**
DETA	0,872	3,03***	0,217	0,53	0,872	3,02***	0,210	0,52
EXTA	-0,300	-0,64	0,191	0,81	-0,306	-0,65	0,184	0,78
NUEVO	-0,112	-1,14	-0,196	-1,52	-0,116	-1,19	-0,197	-1,54
OPINION	-0,053	-0,40	0,253	2,08**	-0,055	-0,42	0,255	2,09**
OP_EXTRANJ	0,307	2,80***	0,251	1,98**	0,307	2,80***	0,249	1,97*
FILIALES	0,056	1,95*	0,051	1,29	0,056	1,95*	0,051	1,29
C	3,629	3,90***	0,017	0,02	3,622	3,89***	-0,018	-0,02
CONTROL SECTORIAL	SI		SI		SI		SI	
CONTROL TEMPORAL	SI		SI		SI		SI	
R2	0,709		0,836		0,709		0,836	
Estadístico F	186,10***		31,25***		185,87***		32,45***	
Observaciones	511		495		511		495	
Clúster (empresa)	117		101		117		101	

\*\*\*Indica un nivel de confianza superior al 99%, \*\* superior al 95%, y \* superior al 90%.

## **5.4. ANÁLISIS DE ROBUSTEZ DE LOS RESULTADOS**

### **5.4.1. Especificaciones alternativas de la variable de movilidad**

Para valorar si los resultados obtenidos hasta el momento se encuentran afectados por la definición utilizada de la variable experimental de movilidad, hemos repetido el análisis utilizando otras variables que midan la movilidad del mercado. En este sentido utilizaremos el índice de Shorrocks (Shorrocks, 1978; Geweke *et al.*, 1986; Comunale y Sexton, 2003; Jappelli y Pistaferri, 2006; Koster *et al.*, 2010), la variación de cuotas absoluta y la variación de cuotas relativa (Caves y Porter, 1978; Sakakibara y Porter, 2001; Comunale y Sexton, 2003; Ayala y Sastre, 2005; Duxbury *et al.*, 2007).

Si volvemos a regresar el modelo introduciendo estas nuevas especificaciones para las variables experimentales comprobamos como los modelos siguen siendo significativos, con una bondad del ajuste en torno al 79% y con unos resultados similares a los obtenidos anteriormente, resultando la variable de diferenciación significativa al 99% y no significativas las nuevas especificaciones para la variable de movilidad.

### **5.4.2. Definición alternativa del segmento pequeños/grandes clientes**

Al objeto de obtener muestras que contengan claramente pequeños o grandes clientes de auditoría (Carson *et al.*, 2004), dividimos la muestra en terciles en función del total de activo de la empresa, y repetimos los análisis anteriores, tomando exclusivamente los terciles inferior (334 observaciones pertenecientes a 77 empresas) y superior (331 observaciones pertenecientes a 60 empresas). Los resultados no varían cualitativamente.

### **5.4.3. Observaciones extremas**

Para comprobar la posibilidad de que nuestros resultados no se encuentren afectados por la existencia de observaciones extremas, hemos analizado los valores extremos en las variables BNTA, LIQ, DTTA, DETA y EXTA, los cuales han sido reemplazados por el valor máximo de su media +/- tres veces su desviación típica, asegurando así que los modelos están bien especificados y tienen validez estadística (Hamilton *et al.*, 2008). Los resultados encontrados son cualitativamente similares, por lo que nuestras conclusiones no se ven afectadas por la existencia de observaciones extremas.

## **6. CONCLUSIONES**

El objetivo de este estudio ha sido justificar la necesidad de utilizar medidas dinámicas como la movilidad del mercado para analizar el nivel de competitividad del mismo, así como analizar la relación entre dicha movilidad y los honorarios cobrados por las firmas de auditoría en el mercado de auditoría español.

La relevancia de este estudio descansa en el interés que vienen mostrando determinados organismos reguladores sobre el nivel de competitividad del mercado de auditoría y si determinadas características como la elevada concentración provocan una disminución de la misma, favoreciendo el incremento de los precios del servicio.

Estos organismos basan sus preocupaciones en la relación existente entre estructura del mercado y competitividad del mismo, relación ésta que ha quedado sustentada en el paradigma ECR. La tesis fundamental de esta corriente de estudio es que la naturaleza e intensidad de la competencia de un mercado viene fundamentalmente explicada por la forma en que se estructura la oferta del mismo, de lo que se desprende que para incrementar la competencia en un mercado es necesario afectar a los rasgos estructurales que caracterizan el mercado.

Nuestro estudio ha pretendido generar evidencia empírica sobre el uso más conveniente de medidas dinámicas y no estructurales para la obtención de conclusiones sobre la verdadera intensidad competitiva del mercado. Así como si dichas medidas de movilidad influyen positiva o negativamente en el establecimiento de los honorarios de auditoría. Para ello hemos utilizado como medida de dicha intensidad de la competencia, la movilidad existente en el mercado. En concreto hemos utilizado un índice que, basado en el índice de Gini, mide la movilidad del mercado en función del aumento o disminución de la desigualdad entre las cuotas de mercado de las firmas de auditoría y los cambios producidos en el ranking de las mismas. Si dicho índice es positivo indica que existe movilidad y, por tanto, competencia. Si por el contrario el índice es negativo, pone de relieve una falta de movilidad y escasa competencia.

Los resultados que hemos obtenido para el mercado de auditoría español, revelan que los honorarios del servicio de auditoría, no dependen de la existencia de una mayor o menor movilidad del mercado. En este sentido, vemos como lo que realmente determina los honorarios del servicio es la capacidad que tengan las firmas de auditoría para diferenciarse de sus rivales, ya que es dicha diferenciación la que les permite obtener mayores honorarios. La calidad diferenciada de determinadas firmas de auditoría, debido a su mayor reputación, hace que los clientes valoren positivamente ese nombre de marca y estén dispuestos a pagar más por la prestación de sus servicios, ya que ello les reporta una mayor credibilidad a sus cuentas anuales, lo que en suma les beneficia frente a los competidores del sector, los clientes, los proveedores, etc.

Estos resultados adquieren relevancia en relación a la política de la competencia dado que la mayoría de los estudios emitidos por organismos reguladores concluyen sobre la necesidad de intervenir el mercado contemplando una serie de medidas en orden a disminuir

la concentración del mismo. Entre estas medidas destacaríamos la realización de auditorías conjuntas, la obligación de contratar auditores distintos a las firmas internacionales en determinados sectores (como el sector público), eliminar las llamadas cláusulas a favor de las firmas internacionales o la rotación de auditores, medidas todas ellas que tienen por objeto incrementar la participación en el mercado de otros oferentes distintos a las grandes firmas. Si bien, nuestros resultados revelan que si se introducen medidas basadas en criterios estructurales, los cuales vemos que no repercuten en el establecimiento de los honorarios del servicio, los resultados obtenidos pudiesen tener un efecto negativo en el mercado de auditoría, ya que podrían provocar una reducción en la eficiencia en la prestación del servicio. En efecto, si se interviene el mercado y si provoca que firmas auditoras con menor nivel de especialización o con un tamaño ineficiente accedan al mismo, pueden incrementarse los costes de prestación del servicio y reducir igualmente la calidad del mismo, aspecto éste que supondría claras externalidades negativas generadas por las medidas de intervención del mercado.

## 7. BIBLIOGRAFÍA

- Abidin, S., Beattie, V. y Goodacre, A., 2010. Audit market structure, fees and choice in a period of structural change: Evidence from the UK – 1998–2003. *The British Accounting Review*, 42, 187-206.
- Arruñada, B. 2000. Audit quality: Attributes, private safeguards and the role of regulation, *The European Accounting Review* 9, pp. 205-224.
- Asplund, M., & Nocke, V., 2006. Firm turnover in imperfectly competitive markets. *The Review of Economic Studies*, 73(2), 295-327.
- Ayala, L. y Sastre, M., 2005. La movilidad de ingresos en España. *Revista de Economía Aplicada*, 38, 123-158.
- Bain, J.S., 1951. Relation of profit rate to industry concentration. *Quarterly Journal of Economics*, 65, 293-324.
- Baldwin, J. R. y Gorecki, P.K., 1989. Measures of market dynamics: concentration and mobility statistics for the Canadian manufacturing sector. *Annales d'Economie et Statistique*, 15/16, 315-332.
- Baldwin, J. R. y Gorecki, P.K., 1994. Concentration and Mobility Statistics in Canada's Manufacturing Sector. *The Journal of Industrial Economics*, 1, 93-103.
- Baumol, W.J., 1982. Contestable markets: An uprising in the theory of industry structure. *American Economic Review*, 72, 1-15.
- Bell, T. B.; Doogar, R. y Solomon, I. 2008. Audit Labor Usage and Fees under Business Risk Auditing. *Journal of Accounting Research*, Vol. 46, No. 4, pp. 729-760.
- Bhaskar, V., Machin, S. y Reid, G., 1993. Price and quantity adjustment over the business cycle: Evidence from survey data, *Oxford Economic Papers*, 45, 257-268.
- Cable, J., 1997. Market share behaviour and mobility: an analysis and time-series application, *The Review of Economics and Statistics*, 79 (1), 136-141.
- Cabral, L. M., 1997. *Economía industrial*. McGraw-Hill Interamericana de España.
- Carrera, N., Gutiérrez, I. y Carmona, S., 2005. Concentración en el mercado de auditoría en España: Análisis empírico del período 1990-2000. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXXIV, núm 125, abril-junio, 423-458.
- Caso, C., Martínez, A. y Rio, M.J., 2011. Los riesgos de concentración en el mercado de auditoría. *Partida Doble*, 236, 10-21.

- Casterella, J.R.; Francis, J.R.; Lewis, B.L. y Walker, P.L. 2004. Auditor Industry Specialization, Client Bargaining Power, and Audit Pricing, *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, Vol. 23, No. 1, pp. 123-140.
- Catner, U. y Krüger, J., 2004. Geroski stylized facts and mobility of large German manufacturing firms. *Review of Industrial Organization*, 24(3), 267.
- Caves, R. E. y Porter, M. E., 1978. Market structure, oligopoly, and stability of markets shares. *The Journal of Industrial Economics*, 26(2), 89-313.
- Caves, R. E., 1998. Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms. *Journal of economic literature*, 1947-1982.
- Choi, J-H.; Kim, J-B. y Zang, Y. 2010. Do Abnormally High Audit Fees Impair Audit Quality?, *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, Vol. 29, No. 2, pp. 115–140.
- Comisión Europea, 2010. Libro Verde. Política de auditoría: lecciones de la crisis. [COM (2010) 561 final, de 13/10/10]. Bruselas: Comisión Europea.
- Competition Commission, 2013. Statutory Audit Services Market Investigation. Online
- Comunale, C. y Sexton, T., 2003. Current accounting investigations: effect on Big 5 market shares, *Managerial Auditing Journal*, 18, 6/7, 569.
- Cowell, F.A. 1980. Generalized entropy and the measurement of distributional change. *European Economic Review*, January, pp. 147-159
- Craswell, A.T. y Taylor, S.L., 1991. The market structure of auditing in Australia: The role of industry specialization, *Research in Accounting Regulation*, 5 (1991), pp. 55–77.
- Craswell, A.T., Francis, J.R. y Taylor, S.L., 1995. Auditor brand name reputations and industry specialization, *Journal of Accounting and Economics*, 20(3), 297-322.
- Davies, S. y Geroski, P., 1997. *Changes in concentration, Turbulence and the Dynamics of Market Shares*, Harvard College.
- DeAngelo, L.E. 1981a. Auditor independence, 'low balling', and disclosure regulation", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 3, No. 2, pp. 113-127.
- Dedman, E., & Lennox, C. 2009. Perceived competition, profitability and the withholding of information about sales and the cost of sales. *Journal of Accounting and Economics*, 48(2), 210-230.
- DeFond, M., Raghunandan, K. y K. Subramanyan 2002. Do non-audit services fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions, *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, pp. 1247-1274.
- De Fuentes, C. y Pucheta-Martínez, M.C. 2009. Auditor independence, joint determination of audit and non-audit fees and the incidence of qualified audit reports, Academia. *Revista Latinoamericana de Administración*, Vol. 43, pp. 63-92
- Demsetz, H., 1973. Industry structure, market rivalry, and public policy, *J. Law Econom*, 16(April), 1–9.
- Deutsch, J. y Silber, J., 1995. Static versus Dynamic Measures of Aggregate Concentration: The Case of Fortune's 500, *Southern Economic Journal*, 62, 192.
- Donaldson, D. And Weymark, J. 1980. A single parameter generalization of the Gini indices if inequality, *Journal of economic theory*, February, pp.67-86
- Duxbury, D., Moizer, P. y Azmini, W., 2007. Effects of the PricewaterhouseCoopers mergers on the UK audit services market, *Managerial Auditing Journal*, 22 (2), 121-138.
- Easley, D., & O'hara, M. 2004. Information and the cost of capital. *The journal of finance*, 59(4), 1553-1583.
- Financial Reporting Council, 2009. Choice in the UK Audit Market: 4<sup>th</sup> Progress Report. Financial Reporting Council, London.
- Francis, J. R. 1984. The effect of audit firm size on audit prices: A study of the Australian market, *Journal of Accounting & Economics*, 6 (2), pp. 133-151.
- Francis, J. R., y Simon, D. T. 1987. A test of audit pricing in the small-client segment of the US audit market. *Accounting Review*, 145-157.
- Fusillo, M., 2013. The Stability of Market Shares in Liner Shipping, *Review of Industrial Organization*, 42, 85-106.

- García Benau, M.A., Ruiz Barbadillo, E. y Vico Martínez, A., 1998. Análisis de la estructura del mercado de auditoría en España, *Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas*, Madrid.
- Gallet, C. y List, J., 2001. Market share instability: an application of unit roots tests to the cigarette industry, *Journal of Economics and Business*, 53, 473-480.
- Geroski, P.A. and Toker, S. 1996. The turnover of market leaders in UK manufacturing industry, 1979-86, *International Journal of Industrial Organization*, nº.14, págs. 141-158.
- Geweke, J., Marshall, R. C., y Zarkin, G. A., 1986. Mobility indices in continuous time Markov chains. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1407-1423.
- Government Accountability Office, 2003. Public Accounting Firms: Mandated Study on Consolidation and Competition, (General Accounting Office) retrieved July 3<sup>rd</sup>, 2003, from <http://www.gao.gov>.
- Government Accountability Office, 2008. Audits of Public Companies: Continued Concentration in Audit Market for Large Public Companies Does Not Call for Immediate Action, General Accounting Office available at <http://www.gao.gov/new.items/d08163.pdf>.
- Gujarati, D.N. 1997. *Econometría básica*, McGraw-Hill, Santafé de Bogotá.
- Hamilton, J., Li, Y. and Stokes, D., 2008. Is the audit services market competitive following Arthur Andersen's collapse?, *Accounting and Finance* 48 (2), 233-258.
- Hay, D. 2013. Further Evidence from Meta-Analysis of Audit Fee Research, *International Journal of Auditing*, Vol. 17, No. 2, pp. 162–176.
- Jacquemin, A., 1987. The new industrial organization: market forces and strategic behavior. *MIT Press Books*, 1.
- Jappelli, T., y Pistaferri, L., 2006. Intertemporal choice and consumption mobility. *Journal of the European Economic Association*, 4(1), 75-115.
- Jaramillo Jaramillo, M.; García Benau, M.A. y Zorio Grima, A. 2012. Factores que determinan los honorarios de auditoría: Análisis empírico para México, *Revista Venezolana de Gerencia*, Vol. 17, No. 59, pp. 387-406.
- Joskow, A. S., Werden, G. J., & Johnson, R. L. 1994. Entry, exit, and performance in airline markets. *International Journal of Industrial Organization*, 12(4), 457-471.
- Kaminarides, J. y Farahbod, K., 1995. Recent Trends in Concentration, Mobility and Turnover among the Top U.S. Companies, *International Advances in Economic Research*, 1(2), 142-148.
- Kato, M. y Honjo, Y., 2006. Market Share Instability and the Dynamics of Competition: A panel Data Analysis of Japanese Manufacturing Industries, *Review of Industrial Organization*, 28, 165-182.
- Koster, S., Stel, A. y Folkeringa, M., 2010. Start-ups as drivers of market mobility: an analysis at the region-sector level for the Netherlands, *Small Bus Econ*.
- Kwon, S. Y., 1996. The impact of competition within the client's industry on the auditor selection decision, *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 15(1): 53-70.
- Lee, D. S. Y. (1996). Auditor market share, product differentiation and audit fees. *Accounting and Business Research*, 26(4), 315-324.
- Matraves, C., y Rondi, L., 2007. Product differentiation, industry concentration and market share turbulence. *International Journal of the Economics of Business*, 14(1), 37-57.
- Maudos, J. 2001. Rentabilidad, estructura de mercado y eficiencia en la banca. *Revista de Economía Aplicada*, 9(25), 193-207.
- Méndez, J. C., & González, J. L. J. 2003. Concentración agregada y desigualdad entre empresas: una comparación internacional. *EAWP: Documentos de trabajo en análisis económico= Economical Analysis Working Papers*, 2(2), 1.
- Monterrey, J., y Sánchez-Segura, A. 2007. Un estudio empírico de los honorarios del auditor, *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, Vol. 32, pp. 81-110.
- Mueller DC. 1986. *Profits in the Long Run*. Cambridge University Press: Cambridge, UK.
- Niemi, L. 2004. Auditor Size and Audit Pricing: Evidence from Small Audit Firms, *European Accounting Review*, Vol. 13, No. 3, pp. 541-560.
- Oxera 2003 Assessing profitability in competition policy analysis (The Oxera Report)

- Palmrose, Z. 1986. Audit fees and auditor size: Further evidence, *Journal of Accounting Research*, 24 (1), pp. 97-110.
- Panzar, J. C., & Rosse, J. N. 1987. Testing for "monopoly" equilibrium. *The journal of industrial economics*, 443-456.
- Petersen, M. A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches, *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 1, pp. 435–480.
- Rhoades, S., 1985. Market share as a source of market power: implications and some evidence, *Journal of Economic and Business*, 37: 343-363.
- Sakakibara, M. y Porter, M.E., 2001. Competing at Home to Win Abroad: evidence from Japanese Industry, *Review of Economics and Statistics*, 83, 310-322.
- Sandler, R., 1988. Market share instability in commercial airline markets and the impact of deregulation, *The Journal of Industrial Economics*, 36(3), 327-335.
- Schmalensee, R., 1982. Another Look at market power, *Harvard Law Review*, 95, 1789-1816.
- Schmalensee, R. 1989. Inter-industry studies of structure and performance. *Handbook of industrial organization*, 2, 951-1009.
- Sen, A. 1973. *On economic inequality*. London: Oxford University Press.
- Serrano Madrid, J.; Ruiz Barbadillo, E. y Martínez Conesa, I. 2013. Análisis empírico de la prima por riesgo de negocio en el mercado de auditoría de pequeñas y medianas firmas auditoras en España, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. 42, No. 158, pp. 239-270.
- Shepherd, W. G., 1970. *Market power and economic welfare*. New York: Random House.
- Shepherd, W.G., 1997. *The Economics of Industrial Organization*, 4th edition, Prentice-Hall International, New Jersey.
- Scherer, F. M., y Ross, D., 1990. Industrial market structure and economic performance. *University of Illinois at Urbana-Champaign's Academy for Entrepreneurial Leadership Historical Research Reference in Entrepreneurship*.
- Simunic, D. A. 1980. The pricing of audit services: Theory and evidence. *Journal of accounting research*, 161-190.
- Smirlock, M. 1985. Evidence on the (non) relationship between concentration and profitability in banking. *Journal of money, credit and Banking*, 69-83.
- Shorrocks, A.F., 1978. The Measurement of Mobility, *Econometrica*, 46:1013-1024.
- Stigler, George J., 1968. *The organization of industry*, Homewood, IL. Richard D. Irvin.
- Stiglitz, J.E., 1987. Competition and the number of companies in a market: are duopolies more competitive than atomistic markets. *Journal of Political Economy* 95, 1041–1061
- Sutton, J., 2007. Quality, Trade and the Moving Window: The Globalisation Process. *The Economic Journal*, 117(524), 469-498.
- Whisenant, S.; Sankaraguruswamy, S. y Raghunandan, K. 2003. Evidence on the joint determination of audit and non-audit fees, *Journal of Accounting Research*, Vol. 41, No. 4, pp. 721-744.