

Dinámica de participación en el mercado y el debate de la “Persistencia de liderazgo” *

John Sutton**

RESUMEN: Este trabajo analiza la duración del liderazgo en la industria tomando como base las cuotas de mercado de las empresas líderes en 45 industrias japonesas a lo largo de 23 años. Para ello, se propone una nueva relación escalar entre la cuota de mercado de una empresa y la desviación estándar de los cambios en dicha cuota de mercado. Esta relación discrimina de forma poderosa entre los modelos teóricos candidatos de la dinámica de participación en el mercado. También hace posible una simplificación útil a la hora de contrastar un modelo de tipo markoviano. En relación a este modelo se halla que al menos algunas industrias muestran un sesgo “chandleriano” hacia duraciones más largas del liderazgo que la representada en el modelo de referencia.

Clasificación JEL: D43, L13.

Palabras clave: Estructura de mercado, liderazgo, persistencia, organización industrial.

Market Share Dynamics and the “Persistence of Leadership” Debate

ABSTRACT: A new 45-industry, 23-year, dataset for Japan is used to investigate the duration of industry leadership. A new scaling relationship linking a firm’s current market share with the standard deviation of market share changes is reported. This relationship discriminates in a powerful way between rival candidate theoretical models of market share dynamics. It also makes possible a useful simplification in testing a benchmark model of a Markovian kind. Relative to that model, it is found that

* Original publicado en *The American Economic Review*, Volume 97, Number 1, March 2007, pp. 222-241. Versión en castellano autorizada por el autor y por The American Economic Association. Traducción de D.ª Teresa Fernández Fernández, Universidad de Alcalá.

** London School of Economics, Houghton Street, London. WC2A 2AE, UK (e-mail: j.sutton@lse.ac.uk). Se reconoce el apoyo financiero del Economic and Social Research Council. Agradezco a Ciara Whelan y a Chris Sutton su ayuda en la investigación y a Yoshiro Tamai, Daisuke Tsuruta, y Kuniyoshi Saito por su ayuda en la recopilación de datos. Los comentarios de Tom Hubbard, mi discusant en la Conferencia 2002 Japan Project Meeting en Tokyo bajo el patrocinio del NBER, CEPR, CIRJE, y EJS fueron de gran ayuda.

at least some industries display a “Chandlerian” bias toward longer durations of leadership than would be present in the benchmark model.

Clasificación JEL: D43, L13.

Palabras clave: Market structure, leadership, persistence, industrial organization.

1. Introducción

¿Cómo mantiene un líder de mercado su posición en una industria? Esta cuestión ha suscitado una continua atención por parte de la literatura sobre organización industrial (OI). De ella han surgido dos posiciones rivales. La primera asociada, entre otros, a Alfred D. Chandler Jr. (1990) dice que el liderazgo tiende a persistir por mucho tiempo. La postura rival, etiquetada a veces de “schumpeteriana,” pone énfasis en la fugacidad de las posiciones de liderazgo; una versión explícita de esta postura es la de Franklin M. Fisher, John J. McGowan y Joel E. Greenwood (1983) en su modelo de competencia “leapfrogging” o de sobrepasar al rival. El problema central de este debate es que ningún modelo es propuesto en relación a si la duración de liderazgo puede ser juzgada como “larga” o “corta”. Por tanto, si se considera que el líder típico del mercado mantiene su posición durante 20 años, se puede interpretar como largo por los autores del primer grupo y corto por los del segundo. Esta falta de una referencia adecuada no ha sido ignorada por la literatura; un franco y completo reconocimiento de dicha dificultad es la manifestada por Dennis Mueller (1986)¹.

Este trabajo presenta un modelo formal de la evolución de la cuota en el mercado y proporciona un modelo de referencia correspondiente a una situación “neutral” en la que ni los efectos positivos (“chandlerianos”) ni los negativos (“schumpeterianos”) están presentes².

¿Qué grado de persistencia se puede esperar de la teoría? La duración del liderazgo en general estará afectada por la amplitud de la brecha de la cuota de mercado inicial entre el líder y su o sus rivales más cercanos; por la volatilidad de las cuotas de

¹ El estudio de Mueller se refiere a tasas de beneficio, mientras que el presente trabajo se refiere a cuotas de mercado; pero el actual recurre de la misma manera a ambas medidas.

² Puede ser interesante en este contexto tener en cuenta los cautos comentarios de William Feller (1968) en lo que se refiere a la duración del liderazgo en el juego del lanzamiento de moneda (paseo aleatorio simple): “Según la creencia más extendida la así llamada ley de los promedios debería asegurar que en un juego de lanzar la moneda al aire que tenga una duración larga cada jugador estaría en el bando vencedor aproximadamente la mitad del tiempo y que el liderazgo pasaría no infrecuentemente de un jugador a otro... contrariamente a lo que se cree popularmente de que es bastante probable que en un juego de duración larga de tirar la moneda al aire un jugador permanecería prácticamente todo el tiempo en el lado vencedor mientras que el otro estaría en el lado perdedor”. Una analogía exacta se aplica en el presente contexto: periodos sostenidos de liderazgo en el mercado son consistentes con una ausencia de sesgo en relación a nuestra referencia markoviana, y no necesariamente refleja cualquier mecanismo “económico” o “estratégico” de funcionamiento, de ahí la necesidad de establecer un patrón de referencia frente a aquellos que juzgan el grado de persistencia.

mercado dentro de la industria y por la naturaleza del proceso que guía los sucesivos cambios en la participación en el mercado. Los modelos de teoría de juegos ("estratégicos") muestran poca ayuda tanto en los que concierne a los determinantes de la volatilidad (que depende entre otros factores de las inmediatas reacciones de una empresa ante las ganancias o pérdidas de sus rivales) o de la naturaleza del proceso que guía los sucesivos cambios en la participación (el cual depende, entre otros, de las reacciones de los rivales en sucesivos periodos).

La última cuestión nos remite a la siguiente consideración: supongamos el margen existente entre la cuota de mercado entre el líder y su o sus rivales más cercanos. ¿Tenderá la empresa líder a ser seguida cada vez a distancias más cortas o por el contrario el líder afianzará cada vez más su posición? El enfoque "chandleriano" resalta el papel "no estratégico" jugado por la "dinámica de capacidades" de las empresas. En este sentido, el liderazgo de mercado es un indicador de capacidad superior, atributo que cambia lentamente. Este enfoque muestra como un estrechamiento a corto plazo de la distancia de la cuota de mercado entre el líder y su rival tenderá a ser seguido por un movimiento inverso a medida que la brecha revierte hasta el nivel correspondiente a las capacidades relativas de las empresas. Un enfoque alternativo estratégico que lleva a un resultado similar es el descrito en Richard Ericsson y Ariel Pakes (1995). Aquí el líder puede considerar que la mejor opción es dejar de invertir en I+D cuando su distancia es amplia ("deslizamiento sin esfuerzo"), mientras que incrementaría su nivel de esfuerzo a medida que su distancia disminuyese, reduciendo así la probabilidad de ser sobrepasado por su rival.

¿Cómo podemos definir entonces un patrón de referencia útil? Una manera es tratar la volatilidad como dada (específica de la industria), y abordar directamente la cuestión: si la distancia entre el líder y sus rivales más cercanos se acorta, implica una tendencia "schumpeteriana" a un mayor estrechamiento o una tendencia "chandleriana" a ampliarse?

El modelo propuesto aquí es aquel en el que ninguna de estas tendencias está presente; por el contrario, la evolución de la cuota de mercado sigue un paseo aleatorio simple (o proceso de primer orden de Markov). Este modelo proporciona un modelo con el cual se pueden medir las tendencias en cualquier dirección. La idea de que un modelo markoviano podría ofrecer una primera y útil aproximación en la modelización de la dinámica del mercado no es nueva; de hecho, en la variada literatura sobre "crecimiento de las empresas" tiene una tradición que se remonta a las contribucio-

³ Los test aplicados en la literatura sobre "crecimiento de las empresas" se basan en el tratamiento de las ventas de cada empresa como un proceso estocástico e independiente y en analizar las correlaciones entre las tasas de crecimiento en los periodos sucesivos. Lo novedoso de este artículo en relación al enfoque estándar es el análisis directo de las estadísticas de "primer pase del tiempo", que conduce a un análisis más directo y poderoso de la hipótesis relevante.

Un problema más fundamental con el uso de este enfoque estándar es el de la hipótesis alternativa; es decir, que las ventas de cada empresa formen procesos de Markov de orden mayor. La hipótesis alternativa en nuestro contexto de "persistencia de liderazgo" es que los cambios en las ventas, o cuotas de mercado de las empresas, dependen entre otros de la diferencia vigente entre la participación del líder y su o sus rivales más cercanos.

nes seminales de Ian M. D. Little (1962) y Little and Anthony C. Rayner (1966)³. Pero se considera frecuentemente que tales modelos son insatisfactorios porque no tratan a los cambios en la cuota de las empresas como el resultado de interacciones estratégicas (comportamiento maximizador) en marketing, I+D, etc., sino más como el resultado de “shocks estocásticos”. Aquí defiendo la utilidad de dichos modelos por las siguientes razones: aunque las discusiones tradicionales entre “chandlerianos” y “schumpeterianos” tácitamente asumen que hay un único mecanismo que guía los niveles de permanencia (altos o bajos), el mensaje central de la teoría de juegos en este ámbito es que no deberíamos esperar la existencia de un único mecanismo que tenga un papel dominante y sistemático en la dinámica de participación en el mercado. Pueden surgir muchos patrones de interacción entre el líder y sus rivales y estos patrones reflejarán varios factores, algunos de los cuales (tales como las creencias de las empresas rivales, por ejemplo), son muy difíciles de medir, aproximar o controlar en estudios empíricos (Christopher Harris, 1994 y apartado IV más adelante). Lo que esto sugiere es que aunque pueda ser posible construir un modelo “estructural” satisfactorio de la dinámica de la cuota de mercado para una industria en particular, es conveniente observar la tendencia de la industria en general comenzando por examinar los datos de una muestra más pequeña.

Desarrollando una muestra de este tipo podemos construir el modelo que servirá para superar las dificultades técnicas. Primero, dado que la suma de las cuotas de mercado es igual a la unidad, los shocks que sufran dichas cuotas o participaciones de las empresas son también interdependientes. Segundo, el tamaño (o distribución) de los shocks sufridos por la participación de las empresas puede depender, entre otros, de la participación de la empresa en el periodo en curso. Estas dos consideraciones implican que un modelo apropiado podría ser aquel en el que la distribución de las perturbaciones sobre la participación de cada empresa estuviese condicionada por el vector total de cuotas de mercado en el periodo actual.

El análisis que sigue a continuación se sustenta sobre dos características empíricas de los datos que nos permiten tratar con estas dos dificultades principales de una manera bastante directa.

La primera característica clave de los datos es que para las 45 industrias, excepto para las más concentradas, los shocks sobre las cuotas de mercado de las dos empresas líderes de cada industria muestran una muy baja correlación, así que podemos utilizar como aproximación razonable un modelo de “shocks independientes”.

La segunda característica principal de los datos es que hay una simple “relación de escala” entre la cuota de mercado de una empresa y la varianza (o desviación típica) de su cambio en la cuota de mercado. La naturaleza de esta relación de escala es la siguiente: la varianza del cambio Δm en la cuota de mercado de una empresa m se incrementa proporcionalmente a m ; del mismo modo, la desviación estándar del cambio proporcional en m , es decir, $\Delta m/m$ cae proporcionalmente según $1/\sqrt{m}$. Mostramos a continuación que esto implica que si nosotros medimos la cuota de mercado utilizando \sqrt{m} , en vez de m podemos tratar todos los cambios en la participación, medidos como $\Delta\sqrt{m}$, para cada industria procedente de la misma distribución, es decir, no condicionada sobre m . Usamos estimaciones de Monte Carlo para cada industria en la que se toman sucesivas extracciones del conjunto de observaciones de $\Delta\sqrt{m}$

para cada industria en cuestión. De este modo, se evita la necesidad de condicionar directamente por la cuota de mercado de cada empresa vigente en el momento, un procedimiento que no sería aplicable utilizando la pequeña muestra de datos con la que se trabaja.

Tomando a la vez estas dos características, la "duración del liderazgo" o tiempo transcurrido hasta que el líder del mercado es sobrepasado por algún rival, se puede modelizar en relación a la primera transición temporal a través de un modelo markoviano simple. El resultado de este ejercicio es el siguiente:

- (a) La cifra acumulada de pérdidas de liderazgo inicial en las 45 industrias en el periodo considerado de 23 años es menor que la prevista utilizando la hipótesis nula del comportamiento markoviano.
- (b) Esta aparente disensión del comportamiento markoviano no parece mostrar una tendencia uniforme entre todas las industrias en el conjunto de datos. Sino que, parece que hay industrias en el modelo markoviano que muestran una buena representación de la frecuencia de pérdidas del liderazgo inicial, mientras que en otras industrias parece existir un claro y significativo sesgo "chandleriano".
- (c) Las características de estos dos grupos de industrias no parecen estar ligadas a ninguna de las "características de la industria" típicas de la literatura OI, ni tampoco parece existir un mecanismo estratégico que juegue un papel dominante a la hora de dirigir tanto la volatilidad de las cuotas de mercado o la naturaleza de su dinámica. Más aún, un análisis detallado de las industrias individuales sugiere un proceso más complejo en el que interviene una amplia variedad de factores estratégicos y no estratégicos. De hecho, para establecer una dinámica más detallada de las cuotas de mercado se requiere pasar de un enfoque de patrones interindustriales a uno más estructurado y más específico de cada industria.

A continuación comenzamos a describir las dos características principales de los datos sobre las que se asienta el posterior análisis (independencia y efectos de escala). En el apartado II se hace un inciso para presentar una interpretación de la relación de escala, referenciándola a un modelo simple antes de mostrar la evidencia empírica de la duración del liderazgo en el apartado III.

2. Dos características clave de los datos

La base de datos se compone de observaciones anuales de las cuotas de mercado de las empresas líderes en 45 industrias manufactureras japonesas definidas con mucha precisión durante un periodo de 23 años (apéndice B). Estos datos fueron reunidos utilizando los volúmenes anuales de la empresa Yano (Yano Keiza, 1995). Esta fuente cubre un gran número de industrias, si bien suceden cambios ocasionales en la cobertura y la presentación, y fue posible construir series bastante largas y consistentes de estas 45 industrias. La serie comienza en 1974 para la mayoría de estas industrias, pero algunos sectores inician sus series entre 1975 y 1977.

Se han utilizado una serie de entrevistas hechas a empresas seleccionadas para comprobar la interpretación y la validez de los datos y para registrar los hechos acontecidos pertinentes en relación a la dinámica de participación en el mercado (véase el apartado IV). Los datos de este tipo serían muy difíciles de recopilar para un amplio conjunto transversal de industrias en otros países, la disponibilidad de los datos de Yano fue una razón inicial para centrarnos en Japón. La segunda, igualmente importante, radica en lo poco usual que son las fusiones y adquisiciones. En el caso de Estados Unidos o del Reino Unido sería difícil estudiar la distribución de las primeras transiciones temporales durante un periodo extenso de tiempo sin tener que enfrentarse a la influencia de las fusiones y adquisiciones. En el conjunto de nuestros datos solo ocurre una fusión que implica a empresas “líderes” durante el periodo de estudio (y esta no afecta al patrón de liderazgo).

El nivel de agregación en esta base de datos corresponde con la clasificación SIC a 5 dígitos para los Estados Unidos. Por ejemplo, algunos de los sectores incluidos son las industrias de fabricación de motocicletas, película fotográfica, cerveza y máquinas registradoras. El número de empresas incluidas en cada industria varía entre dos y cinco. Las empresas excluidas generalmente tienen participaciones muy pequeñas. Su exclusión no afecta a la contabilización de las primeras transiciones temporales ya que si una de estas empresas crece para convertirse en un suministrador líder se incorpora al conjunto de datos. Asimismo, no hay constancia de que una empresa “recién entrada” tome el liderazgo del mercado durante el periodo cubierto por los datos⁴. Comenzaremos con dos características básicas de los datos:

- (a) Independencia de los shocks: etiquetando a las dos principales empresas en el año inicial como empresa 1 y empresa 2 respectivamente examinamos el cambio anual en la cuota de mercado para la empresa 1 en relación al cambio en la 2 cada año. La representación resultante de la muestra de todas las industrias se muestra en el gráfico 1A. El coeficiente de correlación es 0,002. Para analizar esto con más profundidad se repitió el ejercicio excluyendo los grupos sucesivos de industrias y usando como criterio la cuota de mercado combinada de las dos empresas en el año de referencia (paneles B y C). Sólo cuando el valor crítico de esta cuota de mercado fue establecido para excluir a todas excepto a cuatro industrias fue cuando apareció la correlación negativa (panel D)⁵. Excluyendo a las cuatro industrias del panel D o

⁴ El conjunto de datos contiene *missings* en algunas de las pequeñas empresas durante algunos años. Hay tres casos que afectan a las empresas líderes para las cuales las tablas de Yano no registran datos, o datos registrados que se basan en una modificación de la definición de mercado, para los cuales se usó información complementaria de entrevistas a empresas para confirmar los valores interpolados. En todos los demás casos afectados por valores perdidos, la industria en cuestión fue borrada del conjunto de datos básicos (45 industrias) sobre la que descansa el análisis (apéndice B). Se construyó también una base de datos ampliada que incluye nueve industrias adicionales en las cuales hay algunos problemas no triviales con los datos perdidos. Un análisis de los datos de esta base ampliada no altera significativamente nuestras conclusiones.

⁵ En aquellas industrias donde la cuota de mercado inicial combinada $C2$ excede al 0,50, el coeficiente de correlación simple es 0,060 (panel B); si $C2 > 0,80$, entonces $r = 0,089$ (panel C), y si $C2 > 0,90$, entonces $r = -0,889$ (panel D).

a las siete en el C no tiene efecto material en nuestras conclusiones (ver apartado III).

- (b) La relación de escala: para investigar la relación entre la cuota de mercado vigente en un momento dado, m_t , y el cambio en la cuota de mercado, $\Delta m_t = m_{t+1} - m_t$, se formó una muestra de todas las parejas en la muestra ($m_t, \Delta m_t$) para todos los periodos de tiempo y todas las empresas y se dividió en 30 grupos de igual tamaño** por su cuota de mercado; es decir todas las parejas ($m_t, \Delta m_t$) donde $m_k \leq m_t \leq m_{k+1}$ pertenecen al grupo k y así. Para cada grupo fueron calculados el valor de la media⁶ de m_t y de la desviación típica de $\Delta m_t/m_t$. El gráfico resultante se muestra en una escala log-log en el gráfico 2A. La regresión de $\ln \sigma(\Delta m_t/m_t)$ frente a $\ln m_t$ resulta en una pendiente de $-0,584$ (nivel de significación = $0,053$) (ver Tabla 1). Al reducir el número de grupos se llega a una caracterización más ajustada; por ejemplo, con cinco grupos el coeficiente de la pendiente es $-0,521$ (nivel de significación = $0,024$). Ello indica que los datos están bien representados por la relación que sigue la ley que tiene la siguiente forma $\sigma = Am^{-c}$ donde c es (ligeramente mayor) que $1/2$ en valor absoluto. Esta relación se usa directamente en la construcción de los test que siguen a continuación⁷.

3. Un inciso: interpretación de la relación de escala

Es natural preguntarse si la relación de escala tiene una interpretación intuitiva. El examen de varios modelos estándar de diferenciación de producto indica que el único tipo de modelo que parece exhibir esta característica es el modelo de empresa multi-

Podría parecer sorprendente, *prima facie*, que la ausencia de correlación se mantenga incluso en industrias moderadamente concentradas. Si todas las empresas experimentasen shocks independientes a sus ventas entonces Δm_1 y Δm_2 podrían estar negativamente correlacionados.

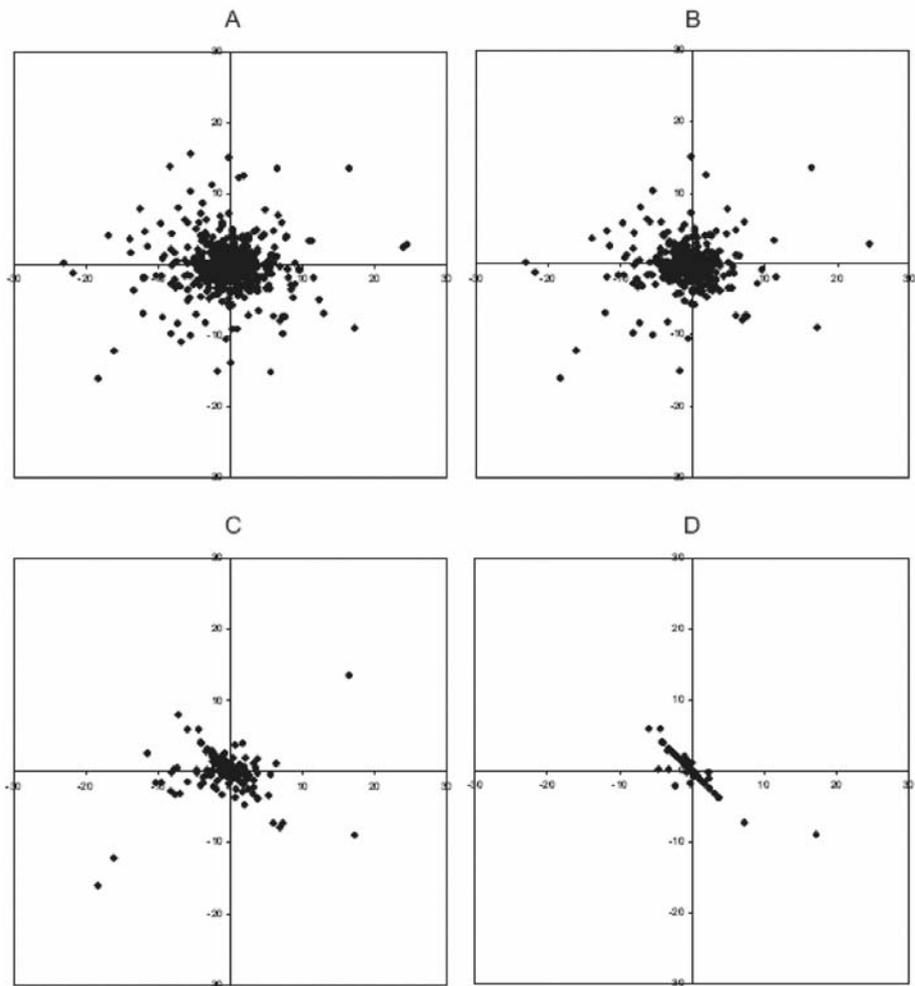
El hecho de que la correlación permanezca baja incluso para los valores moderadamente altos de $m_1 + m_2$ indica que las (dos) empresas líderes en estas industrias experimentan algún tipo de shock común a sus ventas que no afecta a las empresas que tienen una posición inferior en el ranking.

** *Nota de la traducción:* El autor parece especialmente interesado en el uso entrecorinado del término "caneca". Caneca es un término de origen portugués que según la Real Academia Española refiere a la vasija de madera de paredes rectas sin boca y sin tapa que se usaba para que los vendimiadores vaciasen en ella las cestas llenas de uvas. Se puede asimilar coloquialmente a un recipiente en los que se vierten cosas. Aquí utilizaremos el término "grupo".

⁶ El valor de la media esta próximo en todos los grupos, pero hay una tendencia débil a que la media pase a ser positiva (o negativa) para valores pequeños (o grandes) de la participación en el mercado; es decir, se produce una "regresión hacia la media". Exponemos el efecto de permitir esto en la nota al pie número 15.

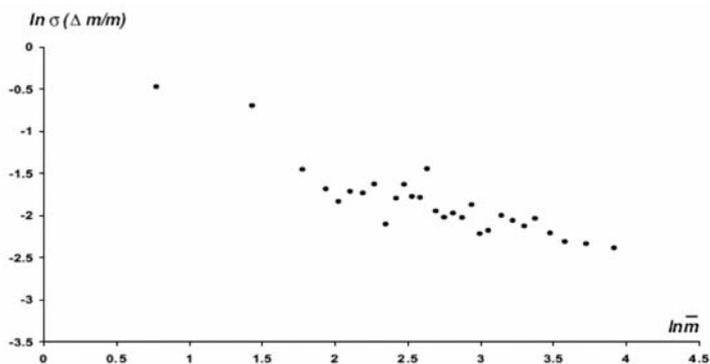
⁷ Al investigar la distribución de los shocks de tamaño en la cuota de mercado, apelamos a la relación de escala para motivar un análisis de la distribución de $\Delta\sqrt{m_t}$, que debería de ser independiente de m_t (ver apartado II más abajo). Esto indica que la distribución de la muestra de todas las industrias está bien representada por una distribución t con un coeficiente ligeramente superior a uno. La desviación estándar $\Delta\sqrt{m_t}$ varía ampliamente entre industrias y no se puede intentar aquí una buena caracterización de la forma de la distribución apropiada a una industria particular dado el pequeño número de observaciones disponibles para cada industria.

Gráfico 1. Cambio anual en el porcentaje de participación en el mercado de la empresa que se encuentran en lo alto del ranking (eje horizontal) frente a la segunda en el ranking) eje vertical

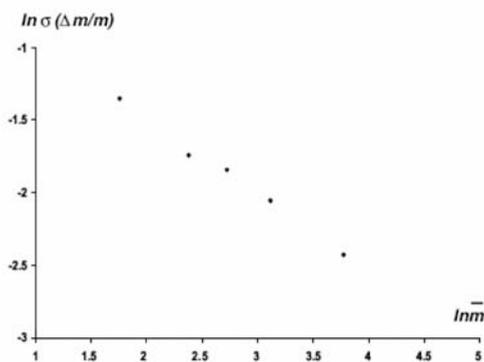


Notas: Las dos empresas son aquellas que se encuentran en el puesto 1 y 2 del ranking en el año uno de la base de datos. El panel A muestra los datos de las 45 industrias mientras que los paneles B, C, y D muestran los datos de esas industrias para las que la cuota de mercado combinada de las dos empresas en lo alto del ranking en el año 1 excede al 50 por ciento, 80 por ciento y 90 por ciento respectivamente.

Gráfico 2. Relación de escala entre la cuota de mercado actual (eje horizontal) y la desviación estándar de los cambios proporcionales en la participación, escala log-log



A



B

Nota: El panel A muestra los resultados de 30 grupos, mientras que el panel B muestra los resultados de cinco grupos; m se mide en puntos porcentuales.

Tabla 1. La relación de escala

Dependent variable: $\ln \sigma(\Delta MS_t)/MS_t$			
No. of bins	Constant	$\ln MS$	R^2
30	-0.295 (s.e. = 0.149)	-0.584 (s.e. = 0.053)	0.811
5	-0.452 (s.e. = 0.069)	-0.521 (s.e. = 0.024)	0.993

producto que combina un atributo vertical del producto del tipo estándar con un atributo horizontal del tipo de localización (por ejemplo, los hoteles). En particular, esta forma de relación de escala no surge en modelos de un “único atributo” de “diferenciación vertical del producto” (Gabszewicz y Thisse, 1980; Shaked y Sutton, 1982), o de “salto de la calidad estocástica” usado por Ericsson y Pakes (1995) en su modelo de dinámica de participación en el mercado. Para interpretar la relación de escala establecemos deliberadamente un modelo simple que tenga esta característica. El modelo es no estratégico y en él las cuotas de mercado vienen dadas por shocks exógenos a la calidad de cada uno de los productos⁸. La propiedad de escala en este modelo viene dada por shocks idénticos en el producto, incrementándose el número de shocks esperados en un periodo de tiempo en proporción al número de productos poseídos por una empresa, y así con su tamaño.

Es necesario decir que el análisis empírico que sigue se sustenta directamente en las dos características empíricas de los datos ya dichas y que no dependen del modelo que sigue que se ofrece simplemente como una intuición. El modelo es una extensión del modelo de “camino circular”: los productos se localizan alrededor de una circunferencia de diámetro unitario. Cada empresa activa posee un subconjunto de dichos productos. Aquí dedicaremos nuestra atención al caso en el que ninguna empresa posee dos productos adyacentes; ello nos permite obtener una caracterización simple del equilibrio de Nash en los precios (lo que coincide con el precio de equilibrio de cada empresa de productos).

Asociamos cada producto con un índice de calidad u . Los consumidores se localizan uniformemente a lo largo del círculo, estando el tamaño total de la población de consumidores normalizado a uno. Cada consumidor compra exactamente una unidad de uno de los bienes en oferta, siendo el oferente elegido el que maximiza la utilidad del consumidor.

$$U(p, u) = u - p - td,$$

Donde p es el precio del bien escogido y t es el coste unitario (constante) del transporte a lo largo del círculo. Establecemos para simplificar que el coste de producción de las empresas es cero y que el coste t es igual a la unidad, y buscamos el equilibrio de Nash en los precios. El rango de u se restringe en lo sucesivo para asegurar que los “consumidores marginales” definen las fronteras izquierda y derecha de la clientela de los productos j que se encuentra entre el producto j y sus vecinos inmediatos.

⁸ Una vez introducidos los efectos estratégicos en el modelo estos operan para colocar un menor límite en el nivel de concentración que sea sostenible como equilibrio de la industria (por ejemplo, Sutton 1991, 1998). Esto quiere decir lo siguiente: supongamos que permitimos que las empresas elijan óptimamente la calidad de sus productos, sujetas a un esquema de costes fijos que puede incorporar o no economías de gama (Sutton, 1998, cap. 4). Entonces, si el número de empresas se hace lo suficientemente grande como para que la máxima cuota de mercado se encuentre por debajo de un nivel crítico, será óptimo para una empresa desviarse incrementando la calidad de al menos uno de sus productos para conseguir una mayor cuota de mercado. La idea que subyace a este modelo es que el número de empresas participantes en el mercado ha sido conseguido por un proceso de entrada anterior (no modelizado) y que este número no es tan grande como para violar “el límite inferior de concentración”. El interés aquí radica en preguntar ¿Cómo las cuotas de mercado fluctúan dentro de la región contenida en esos límites?

La condición que define la distancia desde la empresa j hasta el consumidor marginal que llamamos d_j , es

$$p_j - u_j + d_j = p_{j+1} - u_{j+1} + (1/N - d_j),$$

donde $d_j = 1/(2N) + [(p_{j+1} - p_j) - (u_{j+1} - u_j)]/2$ y del mismo modo para la empresa a su derecha así que la cantidad vendida por la empresa j será

$$q_j = 1/N + [(p_{j+1} + p_{j-1} - 2p_j) - (u_{j+1} + u_{j-1} - 2u_j)]/2 \quad [1]$$

Suponiendo que ninguna empresa posee dos bienes adyacentes y que el índice de calidad está restringido para asegurar que el consumidor marginal siempre se encuentra entre dos productos adyacentes, se deduce que la función de beneficio de cada empresa es separable aditivamente en un número de funciones, correspondiendo cada una a la ganancia de un producto concreto. La función de reacción (respuesta óptima) que define el precio que fija la empresa que posee el producto j se obtiene al calcular el precio p_j , que maximiza la ganancia del producto j , dados los precios de los dos vecinos y las calidades de los tres productos, es decir,⁹

$$p_j = 1/(2N) + (p_{j+1} + p_{j-1})/4 - (u_{j+1} + u_{j-1} - 2u_j)/4 \quad [2]$$

Nuestro interés está concentrado en examinar el modo en el que los shocks exógenos a los niveles (relativos) de calidad de los productos individuales afectan a las ventas de las empresas. Se muestra en el apéndice A que un incremento en una unidad en la calidad del producto j , dado un precio de equilibrio por parte de todas las empresas conlleva un incremento en la cantidad (volumen de venta) del producto j , que llamamos s_{j0} , y que en el límite $N \rightarrow \infty$ toma el valor de $1 - 1/\sqrt{3}$. Las pérdidas asociadas a las ventas de otros productos caen geoméricamente a medida que nos alejamos del producto j ; para el K -ésimo producto a la izquierda o a la derecha del producto j , el cambio en el volumen de ventas se anota como s_{jk} ; cuando $N \rightarrow \infty$, este toma el valor $-(2 - \sqrt{3})^k/\sqrt{3}$.

Para facilitar esta notación, prestamos atención al caso donde el número de productos es idéntico, de ahí que k vaya de $-n$ a $+n$ donde $N = 2n$ y $s_{-n} \equiv S_n$, y notamos que Σs_{jk} , tomada para $0, 1, 2, \dots$ iguala a cero (apéndice A). Dada nuestra normalización del tamaño total de la población de los consumidores a la unidad, la cantidad vendida por una empresa o el cambio en la misma iguala a su cuota de mercado o al cambio en la misma¹⁰. Prestamos atención al caso en el que el número de productos es grande y cada empresa posee sólo una pequeña parte de estos productos; y dado el tamaño del impacto es geoméricamente descendente, serán inapreciables todos los shocks más allá de un cierto radio, a partir del producto $-i$ ésimo situado a la izquierda del producto $-i$ ésimo a la derecha. Esto nos permitirá simplificar el análisis que sigue

⁹ En el caso especial donde todas las u 's son iguales, el conjunto de ecuaciones definido por (2) se aproxima a aquellas del estándar de camino circular: hay un equilibrio asimétrico de Nash en los precios, en el que todas las empresas fijan el mismo $p = 1/N$.

¹⁰ Trabajamos a conveniencia en términos de volumen de cuotas de mercado. Los resultados de las cuotas de mercado por valor son similares, sujetas a una aproximación.

a continuación obviando los múltiples impactos sobre cualquier empresa, como consecuencia de un shock particular sobre la calidad de algún producto.

Restringimos el rango de la calidad a un intervalo $0 < \underline{u} \leq u \leq \bar{u}$, estableciendo que $u_{t+1} = \bar{u}$ si $u_t + \Delta u > \bar{u}$ y $u_{t+1} = \underline{u}$ si $u_t + \Delta u < \underline{u}$. Asumimos que los shocks sobre la calidad son “pequeños” en relación a este intervalo, por lo que la probabilidad de que u se encuentre en el límite del intervalo en cualquier periodo es pequeño. Finalmente restringimos este intervalo asumiendo que $\bar{u} - \underline{u} = 1/N$; se sigue de la inspección de la función de reacción (2) de arriba que todos los productos, por tanto, arrojan precios positivos en el equilibrio y también ventas positivas, como se supuso anteriormente¹¹.

No estaremos especialmente preocupados de ahora en adelante por las propiedades del estado estacionario a largo plazo del modelo¹²; aquí es suficiente con resaltar que la cuota de mercado esperada de la empresa i condicionada a que tenga n_i de entre N productos, iguala a n_i/N . En lo sucesivo la cuota de mercado la denominamos μ_i .

Consideremos el impacto del patrón de cuotas de mercado de un shock cualitativo que afecta a un producto cualquiera elegido al azar. Esto está claro desde el punto de vista intuitivo, al examinar el comportamiento de la brecha de la cuota de mercado $m_1 - m_2$ entre la empresa líder y su rival más cercano (o la distancia $\mu_1 - \mu_2$, la cual coincide con el valor esperado de $m_1 - m_2$), que hay dos casos extremos de interés, a saber, donde $\mu_1 + \mu_2 \leq 1$ por lo que las empresas 1 y 2 son pequeñas y donde $\mu_1 + \mu_2$ está próximo a la unidad.

En el último caso hay una correlación (negativa) entre los cambios en las cuotas de mercado de la empresa 1 y de la empresa 2. En el caso anterior (el caso de “independencia”) esta correlación está próxima a cero y podemos aproximar los shocks sobre $m_1 - m_2$ considerando a m_1 y m_2 independientes.

Ya dijimos en el apartado anterior que la correlación entre Δm_1 y Δm_2 está muy próxima a cero en nuestra base de datos. Nos centramos por consiguiente en el caso donde $\mu_1 + \mu_2 \leq 1$. Al analizar el impacto de un shock particular sobre la calidad de un bien elegido al azar representamos la probabilidad de que el shock de cantidad de orden k se reciba por la empresa i como μ_i , e ignoramos todos los múltiples acontecimientos que impactan a la empresa i , como se dijo anteriormente. De aquí se sigue que el cambio esperado en m_i se puede aproximar como

$$\sum_k \mu_i s_k = \mu_i \sum_k s_k$$

donde s_k es el cambio en la cantidad (volumen de la cuota de mercado) para un producto obtenido de una unidad de shock sobre la calidad del producto en la localización k -ésima a su derecha o a su izquierda asociado a un shock de orden k ; y μ_i es la participación de los productos de la empresa i , haciéndose la suma sobre $k = -\ell, \dots, -1, 0, 1, \dots, \ell$, y obteniéndose un valor (aproximadamente) a cero.

¹¹ Una formulación alternativa, que da los resultados sobre el texto sin cambios, es asumir que cuando la cuota de mercado de cualquier producto cae hasta se borra y es reemplazado por un nuevo producto de (inicial) calidad, poseído por una empresa (no vecina).

¹² Esto dependerá del supuesto hecho sobre la entrada y salida de productos (nota al pie 11).

Ahora consideremos cualquier distribución (discreta) de los shocks cualitativos: vamos a llamar f_j a la probabilidad de que un shock de tamaño Δ_j ocurra. Entonces, teniendo en cuenta que los cambios derivados en la cantidad son directamente proporcionales al tamaño de los shocks cualitativos y que el cambio esperado en m_i es cero, la varianza de los cambios sobre m_i se puede representar como

$$\text{var}(\Delta m_i) = \mu_i \sum_j \sum_k (S_k \Delta_j)^2 f_i$$

Notemos cómo la suma doble en esta última expresión es una constante, independiente de m_i , la varianza de Δm_i es proporcional a μ_i (la probabilidad de que un producto elegido al azar pertenezca a la empresa i), lo cual se puede aproximar empíricamente por m_i (el volumen de la cuota de mercado de la empresa i). De aquí se sigue la desviación estándar de los cambios en las cuotas de mercado satisface que

$$\sigma(\Delta m_i) \cong \text{constant} \sqrt{m_i},$$

de donde

$$\sigma\left(\frac{\Delta m_i}{m_i}\right) \cong \frac{\text{constant}}{\sqrt{m_i}},$$

Si reemplazamos nuestra medida de cuota de mercado m_i por $\sqrt{m_i}$, entonces, para pequeños cambios podemos escribir

$$\sigma(\Delta \sqrt{m_i}) \cong \frac{1}{2\sqrt{m_i}} \Delta m_i$$

de donde

$$\sigma(\Delta \sqrt{m_i}) \cong \frac{1}{2\sqrt{m_i}} \sigma \Delta m_i = \text{constant}$$

para tener una medida de la volatilidad que es constante para todo m_i . Esta observación que justifica el procedimiento utilizado en el apartado III de reunir observaciones de $\sqrt{m_i}$ para cada industria particular para todas las empresas y todos los años. Un caso especial de interés se plantea en lo que concierne a las pérdidas de liderazgo de un rival específico (tal como el rival más cercano en el periodo inicial, digamos). De nuevo tratando Δm_1 y Δm_2 como independientes, podemos medir la distancia entre la empresa 1 y 2 como $\sqrt{m_1} - \sqrt{m_2}$ y modelizar la evolución de esta brecha como un paseo aleatorio. Si, por ejemplo, la distribución de los shocks a $\sqrt{m_i}$ es normal con una desviación estándar σ , entonces los cambios en $\sqrt{m_2} - \sqrt{m_1}$ son normales con una desviación estándar $\sqrt{\sigma^2 + \sigma^2} = \sqrt{2}\sigma$. La evolución de la distancia "normalizada"

$$\frac{\sqrt{m_1} - \sqrt{m_2}}{\sqrt{2\sigma}(\sqrt{m_i})}$$

puede ser modelizada como un paseo aleatorio cuyos incrementos vienen dados por la distribución normal estándar $N(0,1)$.

4. Pérdidas de liderazgo

Para predecir el número acumulado de industrias en las cuales se espera que haya ocurrido una pérdida del liderazgo inicial con el paso del tiempo procedemos como sigue a continuación. Generamos estimaciones de Monte Carlo para cada industria haciendo extracciones (con reemplazo) de todas las observaciones de $\Delta\sqrt{m}$ para la industria en cuestión (i.e., las transiciones predichas se estiman para cada industria de manera separada, usando el valor inicial de \sqrt{m} , para cada empresa en esa industria y utilizando las extracciones de $\Delta\sqrt{m}$ para esa industria solamente¹³. Aquí es donde se ve la utilidad de la relación de escala: dado que la desviación estándar de la distribución de ϕ es independiente de m , podemos juntar todas las observaciones de todas las empresas en todos los periodos de tiempo para la industria en cuestión, lo cual proporciona un conjunto de observaciones lo suficientemente grande para nuestro propósito. También respeta el hecho de que la desviación estándar de la distribución de $\Delta\sqrt{m}$ varía ampliamente entre industrias¹⁴.

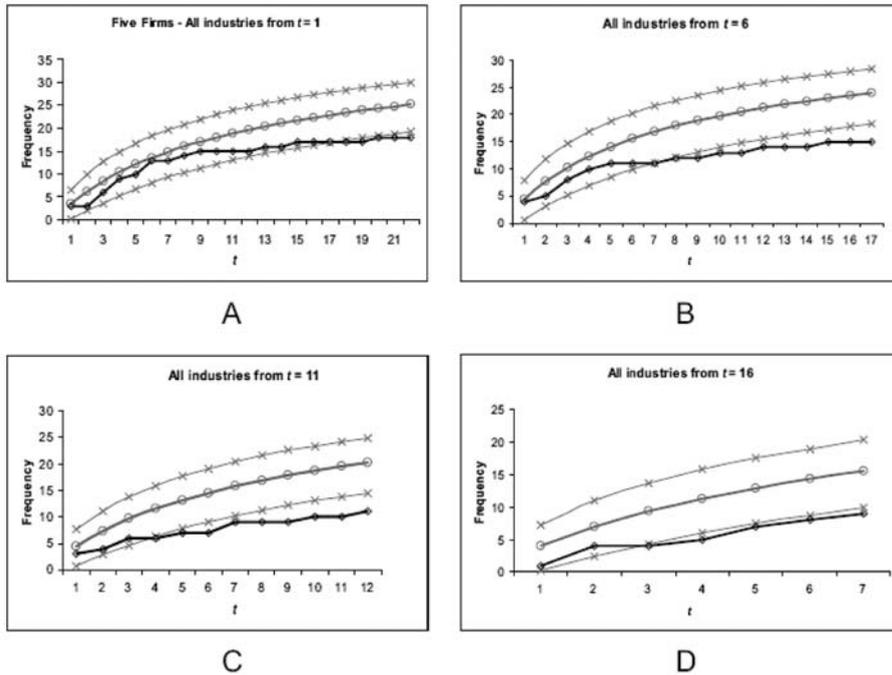
Los resultados de este ejercicio se muestran en el gráfico 3A y en la Tabla 2. El número acumulado de pérdidas de liderazgo por el líder inicial en las 45 industrias en el conjunto de datos se incrementa hasta 18 al final del periodo, indicando que en las 27 industrias restantes el líder mantiene su liderazgo a lo largo de todo el periodo. El número predicho, bajo la hipótesis nula, supera al número real y el número real cae por debajo del 95% del intervalo de confianza al final del año 23. Este ejercicio se repite desde otro punto de partida (después de que hayan pasado 5, 10 y 15, por ejemplo, tomando $t = 6, 11, \text{ y } 16$ como fechas de comienzo).

¹³ La relación de escala se usa para justificar la unión de estas extracciones *dentro* de cada industria. Idealmente, la relación de escala en sí misma sería estimada para cada industria separadamente, pero el número de observaciones necesario para precisar su pendiente excede en gran cantidad al número disponible para cualquier industria. El método presente se sustenta en el argumento de que la *pendiente* de la relación de escala mostrada en el gráfico 2 es constante entre industrias, aunque su nivel variará, es decir, algunas industrias tendrán un mayor (o menor) nivel de $(\Delta m/m)$ para cada m dada que otras. Para comprobarlo se asignó a cada industria una medida de volatilidad igual al valor medio absoluto de $\Delta\sqrt{m}$; y se dividió a las industrias en dos grupos de acuerdo a su volatilidad (alta y baja). La relación de escala fue estimada separadamente para cada grupo; la pendiente estimada no difiere (al nivel del 5%) entre los dos grupos. (Por ejemplo, con cinco grupos, las pendientes son $-0,546$ (al 0,030 de desviación estándar) y $-0,591$ (al 0,069 de desviación estándar) en industrias con alta y baja volatilidad, respectivamente.)

¹⁴ Un enfoque alternativo (paramétrico) implicaría ajustar alguna distribución estándar a las observaciones de $\Delta\sqrt{m}$, para cada industria y luego tomar extracciones aleatorias de esta distribución ajustada. El número de observaciones de una única industria, sin embargo, es demasiado pequeño para permitir una buena caracterización de la distribución ajustada, especialmente en las colas. Es por esta razón por la que se ha elegido el método descrito en el texto, en vez de uno más paramétrico.

Los resultados se muestran en el gráfico 3, paneles B, C, y D. En todos los casos el número real de transiciones cae por debajo del intervalo de confianza del 95% al final del periodo.

Gráfico 3



Notas: El Panel A muestra el número acumulado de transiciones (pérdidas de liderazgo inicial en las 45 industrias por el líder en el año 0, según el número de años pasados). Los paneles B,C y D repiten este ejercicio comenzando con los años 6, 11, y 16, respectivamente. El líder se define como la mayor empresa en el año elegido "año inicial" 5, 10, o 15, (línea gruesa). Se muestran también el número esperado de cruces y el intervalo de confianza al 95% del modelo de referencia.

Dado que el supuesto de "independencia" no se verifica en las siete industrias más concentradas (en las cuales no ocurre ninguna transición), este ejercicio se repite para un conjunto de datos de 38 industrias que incluye a éstas. El número esperado de transiciones de las 7 industrias omitidas es muy pequeño, y los resultados del conjunto de datos de 38 industrias difieren sólo ligeramente de los mostrados en el gráfico 3 (por ejemplo, para el periodo completo de 23 años mostrado en el panel A, el número esperado de cruces en el año 23 cae de 25,2 a 23,6 cuando se omiten estas siete industrias, mientras que el límite inferior del intervalo de confianza del 95% va de 19,2 a 18,1).

Es interesante repetir este ejercicio referenciado a un caso especial en el que consideramos solamente los cruces entre la empresa líder inicial (empresa 1) y su rival más cercano en el periodo inicial (empresa 2).

Tabla 2. Número real y predicho de pérdidas acumuladas de liderazgo inicial en 45 industrias por “año transcurrido” desde el año 1

Years elapsed	Number of crossings	Predicted number	95-percent confidence interval
1	3	3.6	0.1–6.6
2	3	6.3	2–9.9
3	6	8.5	3.6–12.7
4	9	10.4	5.3–14.8
5	10	12.1	6.8–16.7
6	13	13.6	8.1–18.3
7	13	14.9	9.3–19.6
8	14	16.0	10.3–20.8
9	15	17.1	11.3–21.9
10	15	18.0	12.2–22.9
11	15	18.9	13.1–23.9
12	15	19.7	13.8–24.7
13	16	20.5	14.5–25.4
14	16	21.1	15.2–26.0
15	17	21.8	15.8–26.7
16	17	22.4	16.3–27.3
17	17	22.9	16.9–27.8
18	17	23.4	17.4–28.3
19	17	23.9	17.9–28.8
20	18	24.4	18.3–29.1
21	18	24.8	18.8–29.6
22	18	25.2	19.2–29.9

Nota: Estos resultados se ilustran en el gráfico 3A.

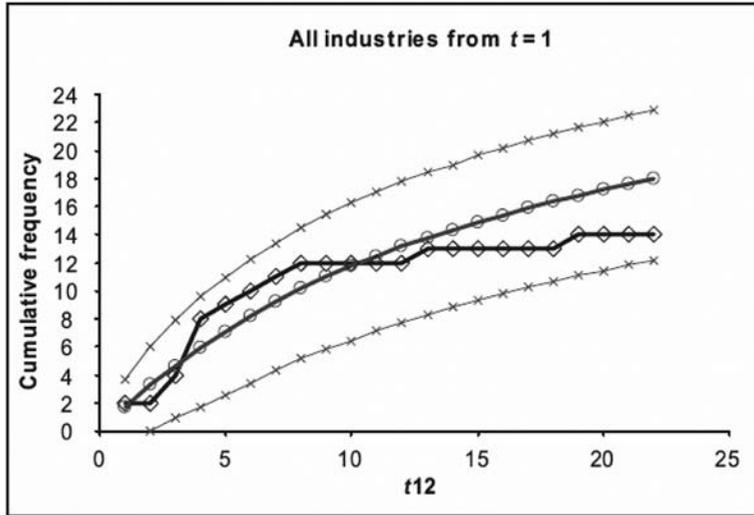
La razón que motiva este caso de interés es que como ya hemos dicho en el apartado anterior, una implicación de la propiedad de independencia con la relación de escala es que podemos modelizar estas transiciones temporales bajo la hipótesis nula en relación a un único paseo aleatorio representando la distancia entre las empresas 1 y 2, medida como $\sqrt{m_1} - \sqrt{m_2}$. Aquí tomamos sucesivas extracciones (con reemplazo) de un conjunto de todas las observaciones de $\Delta(\sqrt{m_1} - \sqrt{m_2})$ para la industria en cuestión¹⁵.

El número acumulado de pérdidas de liderazgo inicial entre las empresas 1 y 2 en las 45 industrias en el conjunto de datos se muestra en el gráfico 4 junto al número bajo el modelo markoviano. De nuevo, el número real (14) cae bajo el número esperado en la última parte del periodo del año 23, pero cae dentro del 95 % del intervalo de confianza¹⁶.

¹⁵ Una interpretación alternativa de este test se obtiene al reformular la hipótesis nula de comportamiento markoviano para referirla directamente a los cambios en la distancia entre las cuotas de mercado (base). El análisis pormenorizado de la independencia de las industrias más concentradas, señalado anteriormente, no presenta problemas.

¹⁶ Estas predicciones de Monte Carlo surgen de suponer que el cambio esperado en la media de la cuota de mercado es cero en todos los valores de la cuota de mercado. Si modificamos las estimaciones incorporando el efecto (pequeño) observado en los cambios en la media, como se describe en la nota al pie 6, entonces el número predicho de transiciones después de 22 años va de 25.2 a 28.3, reforzando de este modo la conclusión planteada anteriormente (Apéndice C).

Gráfico 4



Notas: El número acumulado de casos por año, en las 45 industrias, en las cuales el líder es sobrepasado por su rival más cercano en el año 0 (línea gruesa). Se muestran el número esperado de cruces y el intervalo de confianza del 95%.

Estos resultados, tomados en conjunto, sugieren la conclusión provisional de que puede existir un sesgo en la dirección "chandleriana" relativa al comportamiento markoviano. Tal sesgo podría mantener en principio un patrón uniforme entre el conjunto de las 45 industrias (caso en el que podríamos considerar un modelo markoviano modificado con alguna forma de "deriva" para representar el conjunto de industrias como un todo). Alternativamente, podría suceder que esta ruptura fuera especial para algún subgrupo de industrias que contienen distintos grados de sesgo "chandleriano", mientras que para otras industrias, el modelo markoviano describe los resultados correctamente. Bajo la hipótesis nula, las cuotas de mercado anuales vigentes constituyen una estadística suficiente para mostrar lo que ha ocurrido en periodos anteriores. En particular, la presencia o ausencia de cambios en el liderazgo en los periodos pasados no debería afectar a los cambios futuros puesto que condicionamos por las cuotas iniciales. Pero si algunas industrias exhiben una ruptura con el modelo de referencia ello implica cambios en el liderazgo relativamente raros, y entonces la presencia o ausencia de cambios pasados en el liderazgo sí que puede ser informativa. Con ello en mente, partimos la muestra de 45 en dos grupos según si ha habido cambio en el liderazgo o no en los pasados 5 años, (es decir en el año 6); y luego repetimos el ejercicio tomando el año 6 como año de comienzo, dando los resultados separadamente para el conjunto de 10 industrias que experimentaron un cambio de liderazgo en los periodos que van de 1 a 6, y para el conjunto restante de 35 industrias en las cuales el líder inicial retiene su liderazgo hasta el periodo 6.

Los resultados se muestran en el gráfico 5, paneles A y B, y en la Tabla 3. El ejercicio fue repetido a intervalos de 5 años (es decir, para el año 11 y para el 16) con los resultados mostrados en los paneles C a F del gráfico 5.

En todos los casos la frecuencia acumulada de la primera transición del grupo que experimentó cruces anteriores se encuentra completamente dentro del intervalo de confianza del 95% mientras que la frecuencia acumulada de primeras transiciones del grupo con ausencia de cambio anterior de liderazgo se sitúa en todos los casos por debajo del intervalo de confianza del 95% al final del periodo de tiempo. Al interpretar estos gráficos, puede ser de ayuda señalar lo que se espera si un subgrupo de industrias se ajusta a la hipótesis nula del comportamiento markoviano, mientras que el resto de las industrias caracterizadas por algún sesgo “chandleriano” que genera pérdidas de liderazgo relativamente raras. En conjunto, si se condiciona por las pérdidas de liderazgo desde algún periodo inicial, lo que ocurriría sería que una gran parte de las industrias markovianas estaría en el primer conjunto, y que habría una proporción mayor de industrias “chandlerianas” en el segundo. Para un corto periodo de prueba inicial, esperaríamos que una proporción relativamente grande de las industrias del primer conjunto fueran markovianas y que para un largo periodo de prueba inicial la mayor parte de las industrias del segundo conjunto fueran “chandlerianas”. Esto implicaría que el modelo markoviano debería predecir correctamente en el primer caso (panel A del gráfico 5) y que el número de cruces observados debería ser muy bajo en el último caso (panel F del gráfico 5). Un examen de los paneles A y F indica que los resultados son consistentes con este patrón.

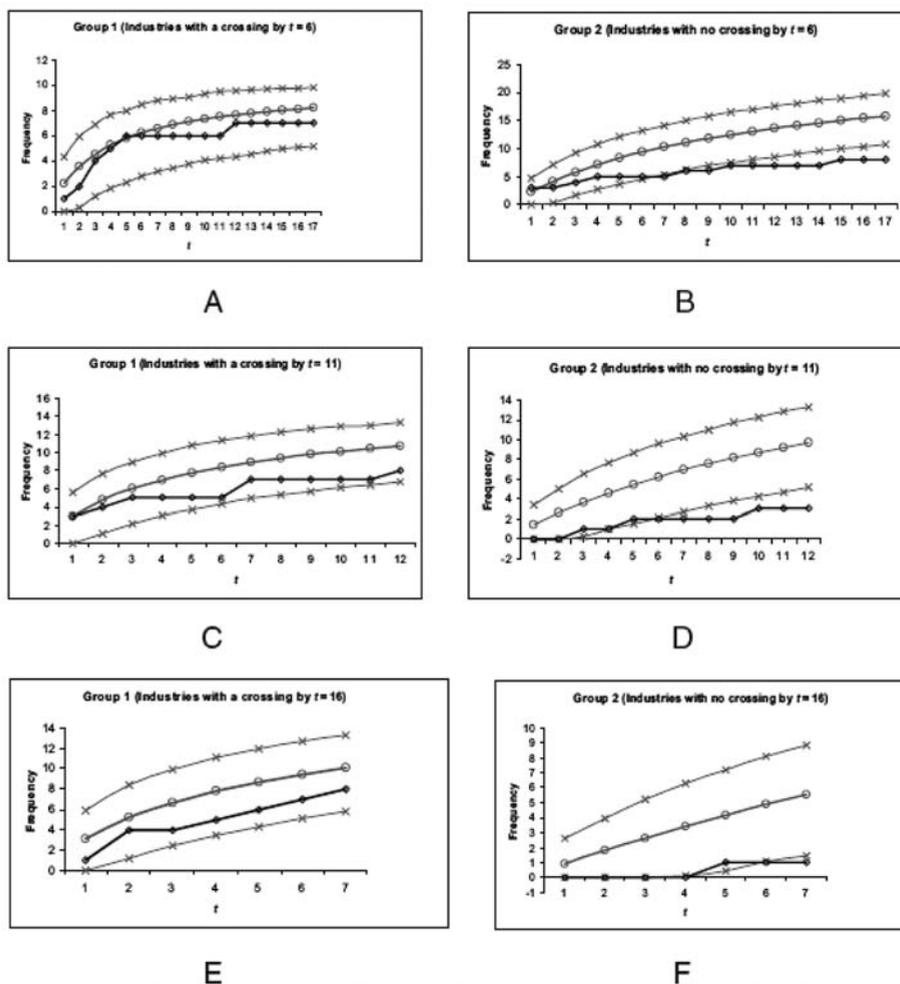
Es interesante preguntarse si puede llevarse a cabo una agrupación definida entre markovianos y “chandlerianos” en base a características observables de la industria; y si el sesgo “chandleriano” se puede seguir para averiguar si existe un mecanismo específico de carácter económico o estratégico.

Las dificultades que implica hacer esto son comentadas en el siguiente apartado. Aquí, nos centraremos más que nada en la descripción estadística de los hechos que suponen una ruptura del modelo markoviano. En este sentido, la no verificación de la hipótesis nula del comportamiento markoviano puede tomar una de las tres siguientes formas:

- a) Los cambios sucesivos en la distancia(s) entre el líder y su rival o rivales (más cercanos) podrían exhibir correlación en las series.
- b) La distribución de los cambios en la distancia entre cuotas de mercado entre el líder y su rival o rivales más cercanos puede ser asimétrica y aproximadamente cero.
- c) La distribución de los cambios en la distancia entre cuotas de mercado puede que no sea independiente del valor actual de la distancia¹⁷.

¹⁷ Los casos (a) y (c) se relacionan como sigue: si la esperanza condicionada de que el cambio en la distancia sea un decrecimiento, entonces un proceso de extracciones sucesivas e independientes mostrará una correlación serial negativa ya que una extracción negativa (o respectivamente positiva) lleva a una caída (o respectivamente a un incremento) en la brecha del siguiente periodo, y así a un incremento (o respectivamente a una disminución) en el valor esperado del siguiente cambio.

Gráfico 5



Notas: Los paneles A y B muestran la frecuencia acumulada de pérdidas de liderazgo por el líder en el año 6 a lo largo del periodo subsiguiente, para el conjunto de industrias con un cambio de liderazgo ya ocurrido en el periodo 6 (panel A), y para el subconjunto en el que no ha ocurrido ningún cambio anterior (panel B). De este modo, los paneles A y B proporcionan un análisis de los resultados del conjunto de todas las industrias mostradas en el panel B del gráfico 3. Los paneles C y D muestran la misma desagregación para el año de inicio 11, mientras que los E y F tienen como fecha de comienzo el año 16.

Al distinguir entre estas posibilidades, es útil considerar una representación del cambio en la distancia entre cuotas de mercado entre las dos empresas líderes, frente al valor actual de esa distancia, para todos los periodos hasta la primera pérdida de liderazgo, si la hubiere (gráfico 6). El panel A se refiere a aquellas industrias donde ocurre un cambio de liderazgo en algún periodo; el panel B muestra las industrias en las cuales no ocurre un cambio en el liderazgo en ningún periodo de tiempo. Los pun-

tos por debajo de la bisectriz de pendiente negativa indican un cambio de liderazgo, así que por definición no aparecen tales puntos en el panel B. La ausencia de puntos por debajo de la bisectriz de pendiente negativa se corresponde con (al menos) tres patrones diferentes, de acuerdo con los casos (a) a (c) descritos anteriormente.

Primero, la presencia de una correlación serial negativa puede estabilizar la distancia entre las cuotas de mercado en algún nivel inicial; esto posibilitaría, entre otras cosas, una representación en el panel B que tendría pocas observaciones de los valores bajos de las distancias. Este no parece ser el caso. Mediante una comprobación directa se puede decir que el nivel de correlación entre las series es bajo. El coeficiente de correlación de los cambios sucesivos en la distancia dentro de la industria entre las dos empresas líderes, en aquellas industrias donde no ocurre un cambio de liderazgo es de $-0,097$ (Tabla 4). El segundo patrón posible implica un desequilibrio de valores positivos sobre los negativos en el cambio de la distancia, en todos los valores de la distancia actual; ello implicaría una tendencia sistemática a que la brecha se amplíe en el periodo de 23 años (“deriva positiva”). Una tercera posibilidad es que la distribución de los cambios en la distancia varíe según el valor actual de la distancia, en el sentido de que el valor esperado del cambio en la distancia sea positivo (o negativo) si la distancia actual es pequeña (o respectivamente, grande). Esta tercera posibilidad es la que aparece en el gráfico 6B: en aquellos valores que exceden al valor mediano, la asimetría entre los valores positivos y negativos es pequeña y favorece a los valores negativos¹⁸.

Tabla 3. Valores reales y predichos de la pérdida acumulada de liderazgo inicial en las 45 industrias en los “años transcurridos desde el año 6”

Years elapsed	Industries with leadership change between years 1 and 6			Industries with no leadership change between years 1 and 6			All industries		
	Actual number	Expected number	95-percent confidence interval	Actual number	Expected number	95-percent confidence interval	Actual number	Expected number	95-percent confidence interval
1	1	2.3	0-4.4	3	2.2	0-4.7	4	4.5	0.7-7.9
2	2	3.6	0.4-5.9	3	4.1	0.4-7.1	5	7.7	3.1-11.8
3	4	4.6	1.2-6.9	4	5.7	1.6-9.2	8	10.3	5.2-14.7
4	5	5.3	2.0-7.7	5	7.1	2.8-10.8	10	12.4	7.0-16.9
5	6	5.8	2.3-8.0	5	8.3	3.7-12.1	11	14.1	8.5-18.8
6	6	6.2	2.8-8.5	5	9.3	4.6-13.1	11	15.6	10.0-20.3
7	6	6.6	3.2-8.8	5	10.3	5.3-14.1	11	16.9	11.1-21.6
8	6	6.9	3.4-8.9	6	11.1	6.2-15.0	12	18.0	12.2-22.6
9	6	7.1	3.8-9.0	6	11.8	6.9-15.8	12	18.9	13.1-23.6
10	6	7.3	4.1-9.3	7	12.5	7.5-16.5	13	19.8	14.0-24.5
11	6	7.5	4.2-9.5	7	13.1	8.1-17.0	13	20.6	14.8-25.2
12	7	7.7	4.4-9.6	7	13.6	8.5-17.6	14	21.3	15.4-25.9
13	7	7.8	4.5-9.6	7	14.1	9.1-18.1	14	21.9	16.1-26.5
14	7	7.9	4.7-9.7	7	14.6	9.5-18.7	14	22.5	16.7-27.0
15	7	8.0	4.9-9.7	8	15.0	10.0-19.0	15	23.0	17.3-27.5
16	7	8.1	5.1-9.8	8	15.4	10.4-19.5	15	23.5	17.8-28.0
17	7	8.2	5.1-9.8	8	15.8	10.7-19.8	15	24.0	18.3-28.4

Nota: Estos resultados se muestran en los gráficos 5A, 5B, y 3B.

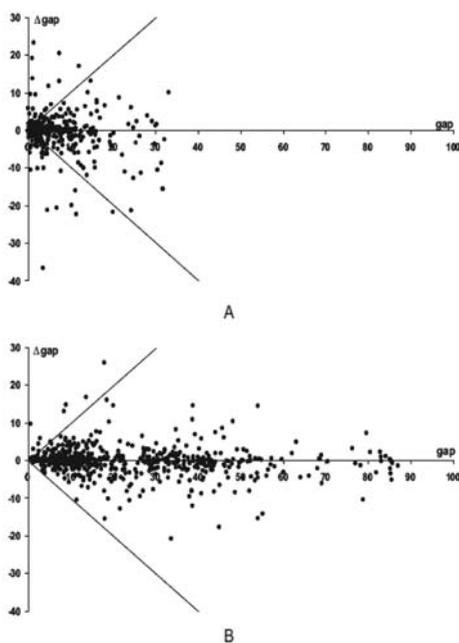
¹⁸ En los valores de la distancia que exceden al valor mediano, el cambio en la distancia es positivo en 134 casos con un valor absoluto medio de 2,67, mientras que es negativa en 163 casos, con un valor absoluto medio de 3,28. En los valores pequeños de la distancia la asimetría relevante se puede calcular comparando el número de observaciones por debajo de la bisectriz de pendiente negativa (0 por definición) con los que están por encima de bisectriz de pendiente positiva (10).

Lo contrario es verdadero en valores bajos: cuando la distancia se hace pequeña en estas industrias hay un sesgo que favorece la recuperación de la posición relativa del líder¹⁹. Sería interesante explicar de un modo económico este patrón; hay dificultades, sin embargo para hacerlo en el contexto de un estudio interindustrial como el que aquí se ha llevado a cabo, lo cual trataremos en el siguiente apartado.

Tabla 4. Patrones de correlación serial entre $\Delta m_1(t) - \Delta m_2(t)$ y $\Delta m_1(t+1)$ y $\Delta m_2(t+2)$ donde las empresas 1 y 2 son líderes en el momento t

Industry group	Correlation coefficient	No. of observations
All industries	-0.078	945
Industries with change of leader	-0.065	378
Industries without change of leader	-0.097	567

Gráfico 6



Notas: Diagrama de dispersión de las observaciones de la distancia entre las cuotas de Mercado entre la empresa líder y su rival más cercano en el momento t (eje horizontal) y el cambio en la cuota de mercado entre estas dos empresas entre t and $t - 1$. El panel A contiene las observaciones de las (18) industrias en las que ocurre una pérdida inicial de liderazgo en algún año para todos los años hasta ese año. El panel B contiene las observaciones de las 27 industrias en las que no sucede una pérdida inicial de liderazgo. Se muestran también las bisectrices de pendiente positiva y negativa.

¹⁹ Es interesante, a la vista de esto, hacer notar que de los 18 casos donde ocurre una pérdida de liderazgo, 7 conducen a una toma de poder del liderazgo por el rival, quien los retendrá hasta el final del periodo considerado. En 8 casos la pérdida de liderazgo es seguida por una recuperación que restablece al líder original hasta el final del periodo considerado; mientras que en los restantes 3 casos ninguno de estos escenarios se mantiene.

5. Limitaciones del análisis

Hay al menos dos historias candidatas al sesgo “chandleriano” del tipo que hemos encontrado aquí (como se explicó en la sección introductoria). Es natural preguntar, por consiguiente, si al apelar a un modelo estructuralmente más rico con factores estratégicos apropiados se nos escaparía el mecanismo económico que subyace a este sesgo. El presente apartado enfatiza esta nota precautoria, al referirse a las dificultades de extender el análisis llevado a cabo en tal dirección.

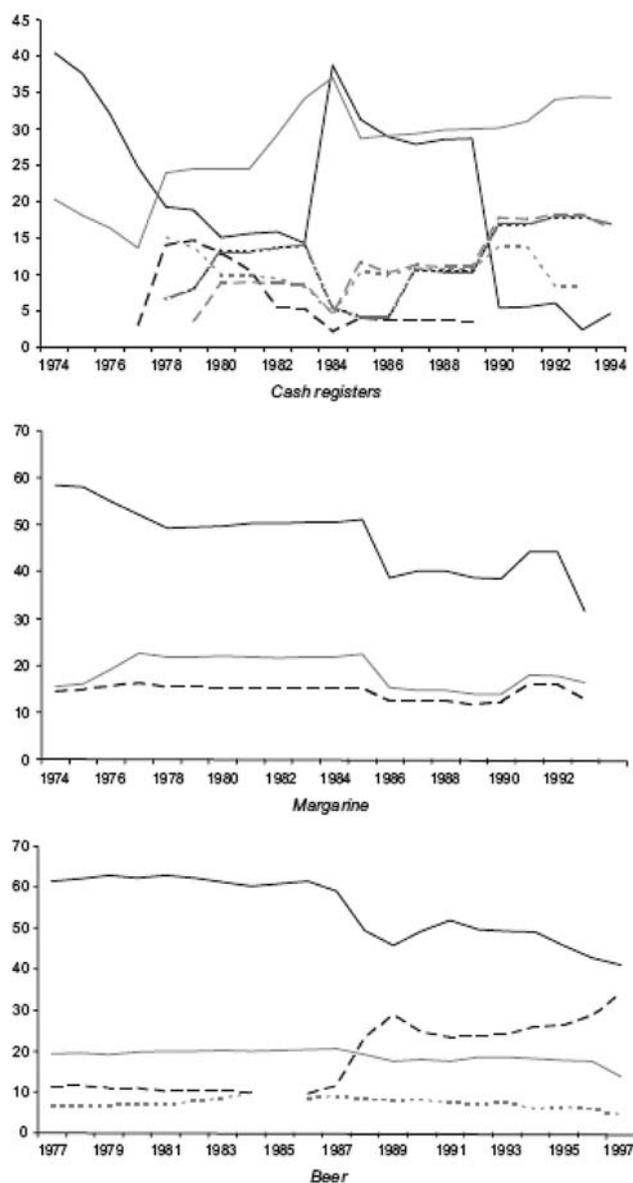
Un modelo estratégico retendría los shocks exógenos que subyacen a los parámetros “tecnología y gustos”, pero extendería las reacciones de las empresas más allá de los ajustes precio-cantidad permitidos anteriormente, para considerar cambios en el marketing y/o desarrollos comercializados de I+D que pretenden incrementar la calidad (percibida), y con la entrada y salida de productos. En referencia a estos ajustes, una serie de casos de estudio de industrias individuales en la muestra trabajada indican diferencias de experiencia entre diferentes industrias debidas a una variedad de factores. Algunos sucesos se interpretan conforme a los modelos estándar de teoría de juegos²⁰. Otros, sin embargo, parecen estar guiados por factores tales como las creencias populares, que son muy difíciles de medir, aproximar o controlar en investigaciones empíricas.

El efecto de los shocks exógenos en el patrón de cuotas de mercado dependerá crucialmente de la velocidad y de la efectividad de las respuestas de los rivales. En este sentido, distintas industrias mostrarán características que diferirán ampliamente entre sí. En la industria de cajas registradoras, por ejemplo, la tecnología ha avanzado tan rápidamente en los últimos 23 años como para reemplazar las primeras cajas por los teclados automáticos y luego por aquellas en red. El patrón de participación en el mercado era extremadamente volátil a medida que las empresas ganaban ventaja técnica (gráfico 7). Aquí, la industria también se caracterizó (quizás de manera sorprendente) por un cambio muy rápido en la introducción de nuevas variedades (un folleto de un fabricante de 1990 contenía puntuaciones según las variedades que diferían en aderezos, dureza, textura, etc.). A pesar del alto grado de penetración de nuevos productos, las cuotas de mercado permanecían relativamente inalteradas, ya que cada innovación exitosa era inmediatamente tenida en cuenta por sus rivales, quienes rápidamente imitaban los productos que triunfaban en el mercado.

La diferencia en la velocidad y efectividad de las respuestas de los rivales en estas dos industrias podría simplemente reflejar las diferencias inherentes a cada industria en la facilidad con la que los rivales podían imitar las innovaciones. Es interesante, por consiguiente, examinar los acontecimientos dentro de una industria concreta que exhiba diferentes patrones de reacciones en diferentes periodos (gráfico 7).

²⁰ Entre los “mecanismos estratégicos” que ocurren en algunas industrias, uno por ejemplo, es aquel en el que el cambio del líder inicial es seguido por un ascenso de las cuotas de mercado tanto del líder como del que reta a ese líder mientras que las otras empresas pierden participación. Este patrón surge tanto en las calculadoras de bolsillo y fotocopiadoras; para un modelo estratégico con estas características, véase Sutton (1991, caps. 3 y 5).

Gráfico 7. Cuotas de mercado de las empresas por año en industrias seleccionadas: cajas registradoras, margarina, cerveza



La industria de la cerveza japonesa durante la década de 1970 experimentó una serie de acontecimientos que vinieron a conocerse en la industria como la "guerra de los envases". Las empresas competían con las demás para introducir nuevas formas de envasado (botellas y latas de nuevos tamaños, envases plásticos extravagantes, en-

tre otros). A lo largo de este periodo, las cuotas de mercado permanecieron bastante estables. Durante los años 80, por otra parte, la empresa Asahi, por aquel entonces la cuarta más grande del mercado, lanzó un nuevo producto bajo la denominación de "Asahi Dry". A pesar de su éxito inicial, los rivales tardaron en responder, aparentemente porque no supieron anticipar el éxito del producto recién lanzado, y de este modo, Asahi Dry consolidó a la empresa Asahi como la segunda del mercado. (El líder del mercado Kirin finalmente imitó esta estrategia comercializando el "Kirin Dry", cuyas ventas nunca superaron en los diez años siguientes a las de "Asahi Dry"). La cuestión que se suscita aquí es: si construyéramos un modelo estratégico, perfectamente especificado, del conjunto de datos que tenemos, ¿qué variables disponibles para la investigación podrían haber predicho el nulo impacto de las guerras de envases en la cuota de mercado frente al gran impacto de la campaña de marketing de "cervezas dry"? Podría parecer que la velocidad y efectividad de las respuestas de las empresas diferirían entre los dos casos según las diferentes percepciones de los líderes sobre la efectividad probable de las estrategias de los rivales.

Lo que esto sugiere es que, tal y como dice la literatura sobre oligopolio dinámico, la respuesta dependerá crucialmente de las creencias de los agentes -un factor que debemos considerar como inobservable en la mayor parte de las situaciones.

El debate tradicional de "persistencia de liderazgo" se ha conducido sobre la premisa de que podría haber algún mecanismo clave concreto, ya sea de tipo "schumpeteriano" o "chandleriano", que operase en la marcha general en todas las industrias.

Lo que indica el estudio de varias industrias es que hay muchos factores importantes y sistemáticos en juego que provocan los cambios en las cuotas de mercado, y que algunos de estos factores son muy difíciles de controlar en estudios interindustriales. Una implicación de esto es que el mecanismo o los mecanismos no tenidos en cuenta que motivan apartarse del modelo markoviano presentado en el apartado precedente para usar uno con un mayor desarrollo estratégico aplicable a nivel interindustrial puede conllevar una gran dificultad.

Una segunda implicación es que el patrón total de los resultados en un estudio interindustrial del dinamismo de la participación en el mercado puede ser bastante sensible a la elección de la muestra de las industrias analizadas. En este sentido, deberían ser analizados con más profundidad los resultados de un sesgo aparente "chandleriano" en el conjunto de datos propuesto aquí.

6. Conclusiones

Este trabajo trata tres cuestiones. La primera se refiere al uso de relaciones de escala. La literatura reciente sobre este tema se ha centrado en la descripción de tales relaciones, y en las diferencias en las opiniones como explicaciones candidatas (Stanley *et al.*, 1996; Sutton, 2002).

Poca atención se ha prestado a la cuestión de si la caracterización de tales relaciones es empíricamente útil. Aquí, la presencia de una relación de escala entre la cuota de mercado de una empresa y la variación de los cambios en la cuota de mercado permite una simplificación útil en la modelización de la dinámica de participación en el

mercado. Más aún, esta relación de escala proporciona un criterio de corte para la selección de modelos en el área de la dinámica de las cuotas de mercado, ya que es una característica de sólo uno de los modelos estándar de la literatura económica actual.

La segunda cuestión se refiere al debate sobre la persistencia del liderazgo. La evidencia empírica de las industrias japonesas examinadas en este trabajo es lo suficientemente grande como para afirmar que existe un elevado grado de persistencia en un número de industrias superior a las predichas bajo el modelo de referencia. Sería interesante ver si se sostiene un patrón similar en la marcha normal del sector industrial en otros países.

La tercera cuestión es una cuestión de precaución: los patrones estadísticos que se muestran aquí podrían sugerir el funcionamiento de un mecanismo simple estratégico que guía el patrón de la dinámica de cuota de mercado. El examen de las industrias individualmente consideradas, sin embargo, muestra una imagen más compleja en la que muchos mecanismos estratégicos entrarían en juego. Desentrañar los roles de estos mecanismos que guían la participación en el mercado es una tarea osada. En este tipo de planteamientos puede ser útil comenzar con una representación estadística de "bajo nivel" de regularidades interindustriales del tipo que se ha tratado aquí.

APENDICE A: CÁLCULO DEL IMPACTO DEL SHOCK DE CALIDAD

Podemos beneficiarnos del hecho de que el sistema de ecuaciones [2] del texto principal es lineal en los p_j y u_j para deducir que un cambio unitario u_j afectará a los precios de equilibrio $p_j, p_{j+1}, p_{j-1}, p_{j+2}, p_{j-2}, \dots$ en una cantidad constante independientemente del vector inicial de calidades. Con ello podemos aligerar la carga de términos en lo sucesivo tomando como punto de referencia el caso donde todas las u_j son inicialmente iguales, por lo que todos los precios son igual a $1/N$. Ahora consideramos el impacto en los precios de equilibrio de un incremento unitario en la calidad de algún bien *ceteris paribus*.

En lo sucesivo restringiremos el análisis al caso donde el número total de productos está equilibrado (el caso extraño puede ser tratado de manera similar). Etiquetamos el bien cuya calidad se ha incrementado como 0, a su vecino k -ésimo a la derecha como bien k , y el k -ésimo a la izquierda como bien $-k$. Llamamos al número total de productos como $2n$; entonces tenemos que el índice k va desde $-n$ a n , donde el bien n es igual que el bien $-n$ (Gráfico A1). Llamamos a la desviación del precio ajustado por la calidad ($p_k - u_k$) desde su nivel inicial $1/N$ como x_k , es decir, $x_k = \Delta(p_k - u_k)$. De la simetría de las ecuaciones [2] se deduce que las desviaciones del precio de equilibrio satisfacen que $x_k = x_{-k}$ para todo $k = 1, 2, \dots, n$. De ahí se sigue a partir de [2] al escribir que $\Delta u_0 = 1$, y que $\Delta u_k = 0$ para todo $k = \pm 1, \pm 2, \dots, \pm n$, que las desviaciones en los precios ajustados por la calidad x_k deben satisfacer las ecuaciones

$$x_0 = -\frac{1}{2} + \frac{1}{2}x_1, \quad [A1]$$

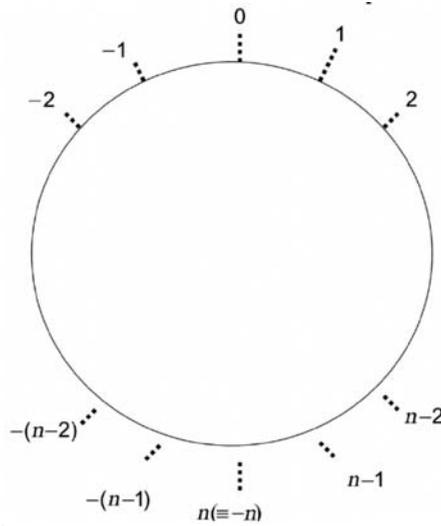
$$x_k = \frac{1}{4}x_{k-1} + \frac{1}{4}x_{k+1},$$

$$k = -(n-1), (n-1), \dots, -1, 1,$$
[A2]

$$x_n = \frac{1}{4}x_{n-1} + \frac{1}{4}x_{-(n-1)},$$
[A3]

Siempre que $x_{-n} \equiv x_n$ (Gráfico A1).

Gráfico A1. Denominación de los productos



Hay que tener en cuenta que x_k corresponde a cambios en los precios en los bienes $\pm 1, \pm 2, \dots, \pm n$; pero que para el bien 0, cuya calidad se ha incrementado en una unidad, el cambio en el precio es igual a $1 + x_0$.

Ahora partiendo de la simetría de que, $x_{n-1} = x_{-(n-1)}$, [A3] implica que [A4] es

$$x_n = \frac{1}{2}x_{n-1},$$
[A4]

[A2] implica que [A5] es

$$4x_{n-1} = x_n + x_{n-2}.$$
[A5]

Usando [A4] para sustituir x_n en [A5] y resolviendo, tenemos [A6]

$$x_{n-1} = \frac{1}{4 - \frac{1}{2}}x_{n-2}.$$
[A6]

Ahora podemos proceder iterativamente para resolver x_k para cada valor de n . En el límite cuando $n \rightarrow \infty$ la solución se puede expresar en términos de una fracción repetida, es decir

$$x_{n-i} = \frac{1}{4 - \frac{1}{4 - \dots}} x_{n-i-1} = (2 - \sqrt{3})x_{n-i-1}.$$

Tomando como $i = n - 1$, obtenemos [A7]

$$x_1 = (2 - \sqrt{3})x_0. \tag{A7}$$

Combinando ésta con [A1], tendremos

$$\begin{aligned} x_0 &= -\frac{1}{\sqrt{3}}, x_1 = -\frac{2 - \sqrt{3}}{\sqrt{3}}, \dots, x_k \\ &= -\frac{(2 - \sqrt{3})^k}{\sqrt{3}}, \dots \end{aligned}$$

Podemos interpretar esto intuitivamente como sigue a continuación. Recalamos que $x_0 = \Delta(p_0 - u_0) = \Delta p_0 - 1$. Como la calidad del producto cero se incrementa en una unidad, su precio crece en $1 - (1/\sqrt{3})$ unidades, así que el precio ajustado por la calidad cae en $1/\sqrt{3}$ unidades. Hay una caída en los precios de todos los otros productos, el tamaño de este cambio se sale geoméricamente a medida que nos alejamos de cero.

Para hallar los cambios en las cantidades tenemos en cuenta que se derivan de la inspección de la función de demanda (ecuación [1] del texto principal) que dice que

$$\Delta q_0 = \Delta p_1 - \Delta(p_0 - u_0) = x_1 - x_0,$$

$$\Delta q_{-1} = \Delta q_1 = \frac{1}{2} [\Delta(p_0 - u_0) + \Delta p_2 - 2\Delta p_1]$$

$$= \frac{1}{2} [x_0 + x_2 - 2x_1],$$

$$\Delta q_{-k} = \Delta q_k = \frac{1}{2} [\Delta p_{k-1} + \Delta p_{k+1} - 2\Delta p_k]$$

De donde obtenemos al sustituir x_{k-1} , x_k y x_{k+1} , que los shocks en el volumen de cuota de mercado s_0 y s_k presentados en el apartado II vienen dados por

$$s_0 \equiv \Delta q_0 = -\frac{2 - \sqrt{3}}{\sqrt{3}} + \frac{1}{\sqrt{3}} = 1 - \frac{1}{\sqrt{3}},$$

$$s_k = s_{-k} \equiv \Delta q_{-k} = \Delta q_k$$

$$= -\frac{1}{\sqrt{3}}(2 - \sqrt{3})^k, \quad k \geq 1,$$

y,

$$\sum_{k=0 \pm 1, \dots} s_k = 0.$$

APÉNDICE B: INDUSTRIAS EN EL CONJUNTO DE DATOS

Las 45 industrias en el conjunto de datos que sirve de base son las siguientes: azúcar, comida congelada, café normal, café instantáneo, chocolate, chicle, cola, cerveza, ropa de mujer, adhesivos, jabón de baño, pasta de diente, neumáticos para coches/tuberías, ascensores, escaleras mecánicas, latas de hojalata, hornos de gas, hornos de aceite, aparatos de aire acondicionado (de ventanas), aire acondicionado (embalaje), cajas registradoras, máquinas de escribir inglesas, calculadoras de bolsillo, fotocopiadoras, frigoríficos, lavadoras, aspiradoras, televisores en color, automóviles, autobuses, camiones, motocicletas, aparatos de medición óptica, equipo para análisis, equipos de medida de longitud y precisión, medidores eléctricos, medidores de gas, contadores de agua, cámaras de 35 mm, lentes de aumento para cámaras, película en blanco y negro, película en color, lapiceros, plumas, bolígrafos. Un conjunto extendido de datos incorpora nueve industrias adicionales para las que ocurren distancias no triviales en algunas de las series de cuotas de mercado; éstas son: margarina, ropa de bebé, muebles de madera, impresión de periódicos, cemento, tuberías fundidas de hierro, tornos (convencionales), herramientas para máquinas por control numérico, baterías.

APÉNDICE C: ROBUSTEZ

Las predicciones de Monte Carlo suponen que el cambio medio (esperado) en la cuota de mercado es cero. Si no es así, y hay una relación decreciente (o respectivamente creciente) entre el cambio esperado en la cuota y la cuota, entonces el incorporar este efecto nos llevará a un incremento (o respectivamente a una caída) en el número esperado de transiciones. La mejor representación entre el cambio en media y la cuota es esta expresión lineal; los resultados de los 30 grupos son:

$$E(\Delta \sqrt{m}) = 0.0784 - 0.0054m \quad m < 21.8$$

$$(s.e. = 0.0129) \quad (s.e. = 0.0010)$$

$$= -0.0357 - 0.0002m \quad m \geq 21.8$$

$$(s.e. = 0.0281) \quad (s.e. = 0.0005)$$

(Aquí las unidades son puntos porcentuales por lo que m cae entre 0 y 100, mientras que \sqrt{m} cae entre 0 y 10). Modificadas las estimaciones de Monte Carlo para incorporar esta corrección, la tabla 2 muestra en su línea final el número predicho de transiciones a lo largo de todo el periodo completo que es 28,3 con un intervalo de confianza al 95% que va de 22,5 a 32,7.

7. Bibliografía

- Chandler, A. D., Jr. (1990): *Scale and Scope: The Dynamics of Industrial Capitalism*. Cambridge, MA and London: Harvard University Press.
- Ericson, R. y Pakes, A. (1995): "Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work". *Review of Economic Studies*, 62(1):53-82.
- Feller, W. (1968): *An Introduction to Probability Theory and its Applications*. Vol. 1, 3rd Edition. New York: Wiley.
- Fisher, F. M., McGowan, J.J. y Greenwood, J.E. (1983): *Folded, Spindled and Mutilated: Economic Analysis and US vs. IBM*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Gabszewicz, J. J. y Thisse, J. F. (1980): "Entry (and Exit) in a Differentiated Industry". *Journal of Economic Theory*, 22(2):327-38.
- Harris, C. (1994): *Dynamic Models of Competition*. Unpublished.
- Little, I.M.D. (1962): "Higgedy, Piggledy Growth". *Bulletin of the Oxford Institute of Economics and Statistics*, 24(4):387-412.
- Little, I.M.D. y Rayner, A.C. (1966): *Higgedy Piggledy Growth Again: An Investigation of the Predictability of Company Earnings and Dividends in the UK 1951-1961*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Mueller, D.C. (1986): *Profits in the Long Run*. Cambridge, New York, and Sydney: Cambridge University Press.
- Shaked, A. y Sutton, J. (1982): "Relaxing Price Competition through Product Differentiation." *Review of Economic Studies*, 49(1):3-13.
- Stanley, R., Amaral, L.A.N., Buldyrev, S.V., Harlin, S., Leschorn, H., Maas, P., Salinger, M. A. y Stanley, H.E. (1996): "Scaling Relationships in the Growth of Companies." *Nature*, 319:577-590.
- Sutton, J. (1991). *Sunk Costs and Market Structure: Price Competition, Advertising, and the Evolution of Concentration*. Cambridge, MA and London: MIT Press.
- Sutton, J. (1998): *Technology and Market Structure: Theory and History*. Cambridge, MA and London: MIT Press.
- Sutton, J. (2002): "The Variance of Firm Growth Rates: The Scaling Puzzle". *Physica A*, 312(3): 577-590.
- Yano Keiza: Kenkyusho Co. Ltd. 1995. Nippon Market Share Jiten 1995 (Nippon Market Share Dictionary 1995), Tokyo: Yano Institute of Economic Studies.