



CONSOB

COMMISSIONE NAZIONALE
PER LE SOCIETA' E LA BORSA

QUADERNI
DI
FINANZA

STUDI E RICERCHE

IL CONSIGLIO DI AMMINISTRAZIONE, LA ROTAZIONE DEGLI
AMMINISTRATORI E LA PERFORMANCE DELL'IMPRESA:
L'ESPERIENZA ITALIANA IN UNA PROSPETTIVA COMPARATA

R. BARONTINI E L. CAPRIO

N. 51 - GIUGNO 2002

I *Quaderni di Finanza* hanno lo scopo di promuovere la diffusione dell'informazione e della riflessione economica sui temi relativi ai mercati mobiliari ed alla loro regolamentazione.

Nella collana «Studi e Ricerche» vengono pubblicati i lavori di ricerca prodotti o promossi dalla Consob; nella collana «Documenti» trovano spazio gli interventi istituzionali e gli atti di convegni.

Direttore Responsabile: Alberto Aghemo
Comitato di Redazione: Marcello Bianchi, Giuseppe D'Agostino, Carmine Di Noia, Marco Fumagalli, Alfredo Macchiati, Aldo Magnoni, Salvatore Providenti, Adriana Rossetti, Giovanni Siciliano.
Segreteria di Redazione: Eugenia Della Libera e Francesca Tempestini.

Quaderni di Finanza

Autorizzazione del Tribunale di Roma n. 432 del 4-7-1990

Consob : Via Isonzo 19/e - 00198 Roma

Tel.: 06.8477462 - Fax: 06.8477612

e-mail: quaderni_finanza@consob.it

Il Consiglio di Amministrazione, la rotazione degli amministratori e la performance dell'impresa: l'esperienza italiana in una prospettiva comparata

Roberto Barontini* e Lorenzo Caprio**

Sommario

Nel presente lavoro si analizzano la composizione del C.d.A., la rotazione degli amministratori e la relazione tra *turnover* e performance nelle società quotate alla Borsa Valori di Milano nel periodo 1976-1996. Come è noto, le società italiane quotate sono diverse da quelle tipicamente prese in esame nella letteratura internazionale, in quanto in esse è normalmente molto più elevata la quota di capitale detenuta dal maggiore azionista; è interessante esaminare, dunque, se questa circostanza sia legata ad alcune peculiarità del ruolo svolto dal Consiglio di Amministrazione e delle sue caratteristiche operative.

I risultati ottenuti mettono in luce una relazione statisticamente significativa tra la performance dell'impresa e la rotazione degli amministratori, anche se tale relazione può essere giudicata meno intensa che in altri paesi. L'elevato tasso di *turnover* del C.d.A. osservato per le imprese italiane potrebbe quindi essere spiegato da altre caratteristiche (ad esempio, la concentrazione dell'azionariato e la rilevante presenza di imprese pubbliche). Tra gli altri risultati ottenuti si evidenzia: una significativa relazione tra la dimensione del Consiglio e alcune variabili esplicative (in particolare, le imprese con azionariato più diffuso e le imprese pubbliche hanno C.d.A. più numerosi); la mancanza di una precisa gerarchia nelle varie posizioni cui normalmente si accompagnano deleghe gestionali; l'assenza di un'età anagrafica tipica per le uscite dal Consiglio; una relazione tra performance e rotazione molto simile per gli amministratori con delega e quelli non operativi. Nel paragrafo finale si discutono le possibili implicazioni dei risultati ottenuti.

* Università Cattolica del Sacro Cuore, Piacenza. E-mail: barontin@mi.unicatt.it

** Università Cattolica del Sacro Cuore, Milano. E-mail: lcaprio@mi.unicatt.it

Il presente lavoro è finanziato con fondi MURST, contributo MM13572931, relativo alla ricerca "Corporate governance delle imprese italiane e comportamento del gruppo di controllo".

1. Introduzione

Sin dalla formulazione della “teoria finanziaria dei costi di agenzia”, si è assunto che il Consiglio di Amministrazione (C.d.A.) svolga un ruolo centrale per il componimento degli interessi di *management* e azionisti. Nel tempo, questa ipotesi è stata oggetto di varie riflessioni ed ha anche assunto un crescente rilievo pratico, in seguito all'attenzione rivolta da un pubblico sempre più vasto alle tematiche di *corporate governance*. Da qui il fiorire di un'ampia letteratura internazionale in merito alle condizioni che sono alla base di un efficiente funzionamento del C.d.A..

È da rimarcare che nei Consigli di Amministrazione, in qualunque nazione e per qualunque struttura proprietaria, siedono contemporaneamente i responsabili effettivi della gestione (il vertice del *management* della società) e alcuni soggetti che non hanno responsabilità operative. Quindi, anche se a volte in letteratura ci si riferisce al *management* e agli amministratori come a due entità distinte, se non contrapposte, si può dire che i numerosi studi proposti sul funzionamento dei C.d.A. forniscano contemporaneamente informazioni sia riguardo all'operatività del *top management* societario, sia all'efficacia del Consiglio di Amministrazione come strumento di controllo del *top management* medesimo.

Come spesso accade in materie legate al funzionamento dei mercati finanziari, anche in questo campo è decisamente più copiosa la letteratura riguardante gli Stati Uniti e, in secondo luogo, gli altri paesi anglofoni. Tuttavia esistono ormai numerosi studi che riportano evidenze in merito al funzionamento del C.d.A. anche in paesi non anglosassoni, almeno per quanto riguarda la maggior parte delle economie sviluppate. Spicca quindi l'assenza di studi adeguatamente documentati riguardanti il nostro paese; il presente articolo vuole contribuire a colmare questa lacuna.

Si possono fornire due tipi di argomentazione in merito alla rilevanza dello studio empirico del funzionamento del Consiglio di Amministrazione nelle società quotate italiane.

La prima è del tutto ovvia: una migliore comprensione delle modalità con cui hanno funzionato i C.d.A. delle società quotate può interessare i soggetti coinvolti nell'operatività dei nostri mercati dei capitali. Ad esempio, nel nostro paese la “Legge Draghi” ha recentemente determinato una importante rivisitazione della normativa che regola i mercati finanziari e le società quotate; la valutazione dei risultati di questa riforma sarà impossibile senza il riferimento ad una immagine non generica di quanto è accaduto fino a ieri. Più in generale, è evidente l'interesse di studiosi e operatori verso il tentativo di quantificare alcuni fatti legati ai meccanismi istituzionali che presiedono al funzionamento dei mercati, in assenza del quale molte opinioni tendono a basarsi su quell'evidenza aneddotica che porta tipicamente a inferenze distorte.

La seconda argomentazione è la più interessante da un punto di vista non esclusivamente italiano. L'evidenza empirica sul funzionamento dei C.d.A. delle imprese quotate alla Borsa Valori di Milano può aggiungere qualcosa alla letteratura comparativa – al di là del puro rilievo dimensionale dell'economia del nostro paese – se si tiene presente la peculiare struttura proprietaria delle imprese quotate. Le società italiane sono infatti caratterizzate da una concentrazione della proprietà nelle mani del singolo primo azionista (o di una coalizione ben coesa di azionisti) che nell'ambito delle principali economie è sicuramente ai massimi livelli. In effetti, anche in questo studio si evidenzia che il valore mediano della percentuale di capitale controllata dal principale azionista è pari al 53% e che nel 90% dei casi egli possiede una percentuale del capitale superiore al 29%. Anche se in merito a questa caratteristica si sono manifestati recentemente alcuni elementi di evoluzione, soprattutto con riferimento alle società privatizzate, la peculiarità in oggetto resta del tutto evidente in un'ottica comparativa.

È allora interessante chiedersi quali conseguenze tale concentrazione proprietaria possa determinare sulle modalità di funzionamento dei C.d.A. e sul ruolo che in esso viene rivestito dal *top management*. Si pensi, ad esempio, alla relazione tra performance e rotazione degli amministratori-*executive*, argomento estensivamente studiato con riferimento ad altri paesi: da un lato, si può argomentare che la concentrazione proprietaria può rendere estremamente semplice e diretta la rimozione di manager e amministratori la cui permanenza risulti inefficiente; dall'altro lato, è pure vero che solitamente manager e amministratori vengono scelti dall'azionista di maggioranza a ragione di una condivisione della strategia societaria (spesso tra essi è presente lo stesso primo azionista), il che potrebbe determinare una elevata coesione tra amministratori e azionariato di controllo ed una riluttanza a mutare le posizioni di vertice ancora maggiore rispetto alle società ad azionariato disperso.

Obiettivo del presente lavoro, quindi, non è approfondire da un punto di vista metodologico le tecniche di analisi volte a rilevare il funzionamento dei C.d.A. e, in particolare, la rotazione degli amministratori, quanto piuttosto fornire un'evidenza empirica parallela a quella offerta dagli studi che, sull'argomento, hanno assunto lo *status* di punti di riferimento della letteratura internazionale. La stessa struttura dello scritto si articola lungo le linee tracciate da tali lavori: saranno infatti documentate le caratteristiche della composizione dei C.d.A. delle imprese italiane, le regolarità nella ripartizione dei ruoli con deleghe gestionali, la frequenza dei mutamenti nelle posizioni e, infine, i legami di tali mutamenti con i risultati d'impresa ed alcune altre variabili esplicative.

Il *data-set* su cui viene svolta l'analisi empirica è formato dall'universo dei C.d.A. delle società italiane quotate negli anni 1976-1996; esso comprende inoltre informazioni riguardanti i dati contabili, i rendimenti di mercato delle azioni e la struttura proprietaria delle società medesime.

I risultati ottenuti offrono alcuni spunti di interesse per il dibattito in merito all'influenza determinata da una forte concentrazione della struttura proprietaria. Dall'analisi della composizione del C.d.A. e delle modalità di rotazione degli amministratori emerge un quadro per molti aspetti diverso se confrontato con quello più comune nella letteratura internazionale, che sembra inoltre indicare una minore importanza del *management* nei vertici societari (intendendo con il termine l'insieme di coloro che professionalmente operano a tempo pieno nell'impresa, senza possederne azioni in misura rilevante).

Per quanto riguarda il legame tra performance e rotazione degli amministratori, si evidenzia una relazione statisticamente significativa e del tutto compatibile con quanto ottenuto per altri paesi (una cattiva performance si accompagna indubbiamente ad un maggiore tasso di sostituzione degli amministratori); tuttavia, l'intensità della relazione non si colloca sui livelli massimi riscontrati all'estero, anche se un paragone di questo tipo risulta piuttosto difficoltoso. Considerando, infine, i dati relativi ai singoli amministratori, si è tentato di evidenziare l'effetto di alcune variabili – come l'età o il periodo di permanenza in carica – che possono influire sulla probabilità di uscita dal C.d.A.. I risultati ottenuti non solo indicano che queste variabili sono significativamente correlate al *turnover*, ma evidenziano anche una maggiore sensibilità della probabilità di rotazione alla performance dell'impresa. Ciò non toglie comunque validità alle considerazioni proposte in precedenza relativamente al confronto tra la situazione italiana e quanto emerge in letteratura. Nel paragrafo conclusivo si discutono le possibili interpretazioni dell'evidenza complessivamente fornita nel presente lavoro.

2. La letteratura internazionale di riferimento

Nell'ambito dei meccanismi di *corporate governance*, il Consiglio di Amministrazione svolge un ruolo di fondamentale importanza, già ben evidenziato a partire dalla seconda metà degli anni '70 dalla letteratura alla base della "teoria finanziaria dei costi di agenzia". Il C.d.A. deve infatti definire, nell'interesse degli azionisti, le strategie di sviluppo della società e ad esso spetta il dovere di controllo e di indirizzo del *management*.

Nella seconda metà degli anni '80, sul tema inizia una copiosa produzione di studi empirici, volti a verificare concretamente le implicazioni economiche che discendono del paradigma teorico principale-agente. In una prima fase tali lavori riguardano solo la realtà dei *board of directors* statunitensi: gli studi di Mace (1986), Hermalin e Weisbach (1988) e Lorsch e MacIver (1989) forniscono la prima evidenza sulla composizione e le dinamiche di potere nei *board*; in particolare si conferma la diffusa opinione secondo cui il CEO (*Chief Executive Officer*, un amministratore delegato dotato di ampi poteri) domina i Consigli di Amministrazione, formati da manager dell'impresa a lui legati e anche, in misura minore, da *outside directors* (cioè amministratori non provenienti dal *management* della società). Un altro importante filone di letteratura è quello che esamina la relazione tra la performance dell'impresa e la rotazione nelle posizioni dei *top manager* e degli amministratori¹. I lavori di Warner, Watts e Wruck (1988), Weisbach (1988), Jensen e Murphy (1990) e Murphy e Zimmerman (1993) documentano l'esistenza e l'intensità di tale relazione, fornendo un'immagine che non è stata sostanzialmente modificata dagli studi successivi.

È opportuno, quindi, riassumere i principali risultati ottenuti da questi ultimi lavori, dato il loro valore paradigmatico per la letteratura che ne è seguita. Tali risultati sono essenzialmente due. Il primo è che la relazione tra performance e rotazione dei manager-amministratori supporta l'ipotesi che gli azionisti possano effettivamente incidere sulla composizione del C.d.A., in modo tale da favorire comportamenti allineati con i loro interessi; la performance dell'impresa (misurata sia in termini di rendimenti di mercato, sia in termini di risultati contabili) è chiaramente correlata con il tasso di rotazione, dato che i manager-amministratori di società che presentano una performance deludente hanno una probabilità significativamente più elevata di perdere la loro posizione. Il secondo risultato è che la possibilità di sostituzione degli amministratori non sembra uno strumento sufficiente per minimizzare i costi di agenzia, poiché l'intensità della relazione può essere giudicata non molto forte; Weisbach (1988), ad esempio, mostra che il CEO di una società appartenente al peggiore decile in termini di performance ha una probabilità del 6,1% di essere sostituito, contro la probabilità del 3,1% che vale per una società del migliore decile. Bisogna comunque ricordare che l'opinione corrente prima dell'uscita di questi studi era che negli Stati Uniti il C.d.A. – date le modalità di selezione dei suoi componenti, normalmente dominate dal *management* – fosse uno strumento inefficace per la tutela degli interessi degli azionisti. È quindi interessante che da tali lavori emerga una qualche possibilità di sostituzione di manager-amministratori inefficienti: ciò dovrebbe giocare un ruolo significativo, anche se non risolutivo, nel disciplinare il *management* secondo gli interessi degli azionisti.

¹ Questi studi spesso esaminano anche la relazione tra la performance dell'impresa e la remunerazione dei manager-amministratori. Si tratta di una tematica che non viene affrontata in questo studio, a causa della mancanza di dati disponibili per il periodo di tempo preso in esame (in Italia la normativa che impone la diffusione di informazioni sistematiche in materia di remunerazione dei singoli amministratori è infatti stata emanata nel 1998).

Un'importante evoluzione della letteratura in esame si è verificata a seguito della sua estensione verso i principali paesi industrializzati. Gli studi più noti sono quelli di Kaplan, (1994^{a,b}), che presenta un confronto tra Stati Uniti, Giappone e Germania relativamente alla relazione tra performance e *turnover* degli amministratori. Si tratta di lavori stimolati dal dibattito, assai acceso agli inizi degli anni novanta, sulla comparazione tra i risultati ottenuti dalle economie dei tre paesi. Nel tentativo di analizzare se le divergenze tra tali risultati fossero almeno in parte attribuibili a differenze negli obiettivi ultimi assunti dalle imprese, Kaplan giunge alla conclusione che, se attentamente analizzati, questi obiettivi paiono molto simili: il C.d.A., infatti, costituisce sempre il principale meccanismo societario volto alla composizione degli interessi di azionisti e manager; inoltre, i meccanismi di punizione e ricompensa degli amministratori appaiono, nei tre paesi, del tutto analoghi. In particolare, al termine del suo lavoro di comparazione tra Giappone e USA (1994^a) egli può concludere che “questi risultati indicano che le sorti dei manager giapponesi sono positivamente correlate con la performance del titolo azionario e con la misura del cash flow corrente ... Inoltre, essi non indicano che punizioni e ricompense dei manager giapponesi rispondono all'entità della crescita delle vendite in misura maggiore di quanto accade negli Stati Uniti ... è difficile conciliare questi risultati con il punto di vista secondo cui in Giappone gli interessi degli azionisti sono, in tutto o in parte, ignorati”². Nonostante il fatto che nei tre paesi la composizione dei C.d.A. evidenziasse modelli chiaramente differenti, Kaplan poteva quindi mettere in luce l'assenza di chiari risultati a sostegno dell'ipotesi che i sistemi di *corporate governance* delle imprese tedesche e giapponesi siano sostanzialmente differenti da quello delle imprese americane.

In genere, i risultati ottenuti per i principali paesi industrializzati paiono compatibili con quelli documentati in numerosi altri studi. Limitando l'attenzione ai paesi europei, l'ipotesi che una mediocre performance determini una crescita nella rotazione dei manager e degli amministratori è infatti confermata da Franks, Mayer e Renneboog (1995) per la Gran Bretagna, da Pigé (1996) per la Francia³, da Gispert (1998) per la Spagna e da Renneboog (1995) per il Belgio⁴. Alcune interessanti considerazioni emergono anche dallo studio dell'effetto della struttura proprietaria sul *turnover* del C.d.A.: Pigé (1996), ad esempio, rileva che in Francia la concentrazione dell'azionariato è positivamente correlata con il tasso di rotazione del C.d.A.; per il Belgio, Renneboog (1995) evidenzia inoltre che una struttura proprietaria più concentrata incrementa l'effetto di una cattiva performance sul *turnover*⁵. Risultati diversi sono invece stati ottenuti per la Spagna: Gispert (1998) osserva che una forte concentrazione dell'azionariato non determina – di per sé – un maggiore *turnover* del C.d.A., ma rende meno sensibile l'effetto di una cattiva performance sul tasso di avvicendamento degli amministratori. Contrariamente agli altri studi, in Spagna sembra emergere una elevata coesione tra

² Conclusioni simili vengono raggiunte per il confronto tra Germania e USA (traduzione a cura degli autori).

³ L'autore osserva che nelle maggiori società quotate francesi i rendimenti azionari rettificati e i flussi di cassa sono fattori rilevanti per il *turnover* del CEO.

⁴ L'autore rileva inoltre che la performance dell'impresa tende a migliorare dopo la sostituzione degli amministratori.

⁵ In questo caso, la rotazione tra Amministratori Delegati, Comitato Esecutivo e Consiglio di Amministrazione è positivamente correlata con la concentrazione della proprietà quando gli azionisti di maggiore dimensione non sono investitori istituzionali.

amministratori e azionariato di controllo e, quindi, una maggiore riluttanza a rimuovere i manager in caso di cattivi risultati⁶.

Questa breve rassegna consente di specificare meglio i motivi d'interesse per l'analisi empirica del caso italiano. In ciascuno dei paesi esaminati i sistemi ordinari di *corporate governance* sembrano in grado di consentire, almeno in un certa misura, la rimozione dei manager-amministratori delle imprese che ottengono una performance insoddisfacente; meno netti paiono invece i risultati relativamente agli assetti proprietari, anche se una maggiore concentrazione dell'azionariato si accompagna di solito ad un maggiore tasso di rotazione degli amministratori.

Rispetto a questi paesi, tuttavia, nel caso italiano si manifesta una struttura proprietaria peculiare, che porta ad un bilanciamento dei poteri di gestione tra manager e azionisti più favorevole a questi ultimi. Gli USA e la Gran Bretagna sono considerati paesi caratterizzati da "*strong managers, weak owners*" (Roe, 1994); in effetti, anche se diversi studi hanno mostrato che la presenza di singoli azionisti con quote rilevanti non è così rara come spesso si crede, è comunque vero che in quei paesi solo in una piccola frazione dell'universo delle società quotate vi è un azionista di maggioranza; inoltre, nella generalità dei casi il CEO assume buona parte delle decisioni strategiche, senza il bisogno di un esplicito avallo degli azionisti. La situazione non è esattamente la stessa in paesi come la Francia e la Germania, poiché in essi vi è una forte presenza di società a controllo familiare nel comparto delle piccole e medie imprese; tuttavia anche in quei paesi le maggiori società quotate, alle quali si riferiscono gli studi precedentemente citati, non sono solitamente sotto il controllo assoluto di un singolo azionista ed quindi ragionevole ipotizzare che il *management* goda di significativi spazi di autonomia. Osservazioni per molti versi analoghe possono essere svolte con riguardo al caso giapponese, dove la rete della *keiretsu* – pur funzionando come strumento di controllo – tende tuttavia a lasciare un'ampia libertà al *management* finché l'impresa opera in condizioni di equilibrio economico e finanziario, intervenendo in modo incisivo solo al manifestarsi di una situazione di crisi.

Secondo una corrente di opinione largamente diffusa nel nostro paese, gli effetti sul sistema di governo societario determinati dalla concentrazione degli assetti proprietari non sarebbero positivi⁷. La minore affidabilità del sistema di *governance* renderebbe inoltre gli investitori esteri diffidenti rispetto alle società italiane; ciò contribuirebbe ad incrementare il costo del capitale ed ostacolare la loro crescita economica. Questa opinione è particolarmente rilevante per il presente studio: risultati che confermassero una maggiore difficoltà nella sostituzione di un *management* inefficiente suggerirebbero infatti che la presenza di azionisti dotati di "troppo potere" sia controproducente ai fini della migliore gestione societaria; al contrario, se i risultati della ricerca dimostrassero una maggiore sensibilità del *turnover* del Consiglio di Amministrazione alla performance d'impresa, bisognerebbe probabilmente rivalutare gli effetti della concentrazione proprietaria, che si dimostrerebbe fonte non solo dei costi spesso denunciati, ma anche di benefici che non vengono altrettanto facilmente colti dall'opinione pubblica.

⁶ In realtà, l'autore interpreta i risultati in modo diverso: una elevata concentrazione dell'azionariato renderebbe possibile una maggiore disciplina dei manager, anche senza bisogno della minaccia di una loro sostituzione. Per distinguere tra questa ipotesi e quella suggerita nel testo sarebbe opportuno valutare l'efficienza dei manager nel tentare di risolvere eventuali situazioni di crisi; tuttavia queste informazioni non sono prese in esame negli studi qui considerati.

⁷ La prima evidenza empirica sul tema, che ha dato origine ad un ampio dibattito sui problemi di *governance* per le imprese italiane, può essere individuata nel lavoro di Zingales (1990).

3. I dati utilizzati

Come si è detto, in questo studio si utilizzano i dati riguardanti l'universo delle società italiane quotate alla Borsa Valori di Milano negli anni 1976-1996. Il campione è composto da un minimo di 124 società (1977) a un massimo di 244 (1992).

I dati sulla composizione dei Consigli di Amministrazione sono stati ottenuti da due diverse fonti. La prima è l'archivio degli amministratori della CONSOB, disponibile a partire dal 1984; la seconda è la pubblicazione denominata *Calepino dell'azionista*, che riporta annualmente la composizione dei C.d.A. delle società quotate. Entrambe le fonti riportano per ogni anno il nome di ciascun amministratore e l'attribuzione delle cariche speciali che, nel nostro paese, si accompagnano solitamente al coinvolgimento operativo nella gestione aziendale (Presidente, Vicepresidente, Amministratore Delegato). Solo l'archivio CONSOB, invece, contiene le date di nascita degli amministratori. Per tutti gli anni in cui i due *database* coincidono, si sono effettuati controlli incrociati⁸ e si sono poi fusi i due archivi in uno solo.

Un'altra parte dell'archivio utilizzato contiene i dati sulla performance delle imprese. I rendimenti azionari sono tratti dall'archivio delle società quotate alla Borsa di Milano, presente presso l'Università Cattolica del Sacro Cuore (descritto in Barontini, 1997). Una parte del *database* raccoglie inoltre l'informativa contabile riportata sugli annuari "*Il Calepino dell'Azionista*" e "*Il Taccuino dell'Azionista*"; esso comprende i dati relativi ai bilanci d'esercizio, i dividendi distribuiti e le operazioni effettuate sul capitale sociale.

Ulteriore parte dell'archivio è quella riferita alla struttura dell'azionariato; per i fini di questo studio, si è ritenuto opportuno considerare il dato relativo alla frazione di capitale sociale detenuta dal principale azionista. Le fonti d'informazione in materia sono ancora una volta il *Taccuino dell'Azionista* e, per gli anni più recenti, i dati forniti direttamente dalla CONSOB⁹.

Nella letteratura internazionale proposta sul tema del *turnover* degli amministratori si è soliti eliminare dal *database* i cambiamenti verificatisi nel C.d.A. a seguito di mutamenti straordinari della struttura proprietaria (*takeover*). Lo scopo di questi studi è infatti quello di valutare l'efficienza dell'interazione tra manager e azionisti nel Consiglio di Amministrazione, visto quale meccanismo ordinario di governo societario; strumenti straordinari, come i *takeover*, sono dunque opportunamente esclusi dell'analisi.

Anche in questo studio si è ritenuto opportuno seguire tale scelta metodologica; si osserva, tuttavia, che nella letteratura internazionale di riferimento per questo lavoro, per *takeover* si intende qualunque mutamento radicale della struttura proprietaria (sia ostile che "amichevole"); nel nostro studio si è invece considerato solo il cambiamento della titolarità del pacchetto di maggioranza delle azioni. Gli autori disponevano dell'elenco di tali eventi per il periodo 1970-1991, a seguito di un precedente studio (Caprio, Floreani e Radaelli, 1994); per gli anni successivi si sono utilizzati i dati ufficiali sui trasferimenti di controllo pubblicati dalla CONSOB.

Va infine menzionato che in Italia, in parziale analogia con la Francia, per le società quotate è obbligatoria la presenza del Collegio Sindacale, che svolge funzioni di controllo dell'operato degli amministratori. Dal momento che le fonti sopra descritte riportano per i sindaci gli stessi dati disponibili per gli amministratori, si è ritenuto opportuno includere nel *database* anche le informazioni

⁸ Il controllo così effettuato ha permesso di eliminare un numero significativo di cambiamenti "spuri", che apparivano a causa delle modalità di rilevazione dei dati.

relative al Collegio Sindacale; l'obiettivo consiste soprattutto nel verificare la separazione tra il ruolo di sindaco e di amministratore. Su tali aspetti saranno comunque presentate solo alcune brevi considerazioni, in quanto si è giudicato l'argomento di limitata rilevanza ai fini del presente lavoro.

4. Alcune statistiche descrittive sulla composizione del C.d.A.

La descrizione delle modalità con cui sono formati i Consigli di Amministrazione in un determinato paese è particolarmente interessante, soprattutto in un'ottica comparativa. Anche le più semplici statistiche descrittive sono infatti ricche di stimoli conoscitivi, in quanto spesso rendono evidenti in pochi dati alcune peculiarità nazionali. Ai nostri fini, è quindi opportuno ripercorre alcuni risultati tratti da lavori già pubblicati.

Si è già richiamato che negli Stati Uniti, come in molti altri paesi anglosassoni, la bilancia dei poteri nel C.d.A. pende decisamente a favore del CEO (*Chief Executive Officer*), anche se spesso pure la figura del *Chairman* (il Presidente del C.d.A.) è dotata di prerogative rilevanti. Gli altri membri del C.d.A. sono in maggioranza *inside directors*, cioè esponenti del *management* che vengono chiamati dal CEO a sedere nel Consiglio e sono a lui subordinati. Negli ultimi anni è però sempre più ampia la proporzione di *outside directors*, cioè di soggetti non aventi particolari legami con la società e che vengono scelti, oltre che per il loro elevato profilo professionale, per le garanzie da loro fornite di indipendenza di giudizio; la richiesta di una adeguata proporzione di *outside directors* è, come noto, una delle principali domande solitamente formulate dagli investitori istituzionali.

Anche alcuni tratti dell'organizzazione del C.d.A. delle società quotate in Francia risultano piuttosto simili a quelli ora delineati con riferimento agli Stati Uniti; soprattutto per quanto concerne la dominanza nel Consiglio del soggetto rappresentante il vertice del *management* aziendale. In questo sistema il tipico PDG (*President-Directeur General*) ha tutti i poteri sia del *Chairman* che del CEO¹⁰.

In Giappone non si manifesta una simile concentrazione di potere: l'aspetto peculiare può piuttosto essere individuato nel fatto che il C.d.A. è formato esclusivamente da membri del *management* della società. La nomina a Presidente è solitamente legata all'anzianità di ruolo in seno al *top management*; tuttavia il Presidente agisce soprattutto come *primus inter pares*, in un processo decisionale che privilegia il conseguimento del consenso.

Nettamente diversa, infine, è l'esperienza tedesca, a causa delle peculiarità che caratterizzano il diritto societario di quel paese. Secondo le regole del sistema duale, i manager siedono nel *Vorstand* (termine solitamente tradotto in inglese come *Management Board*), mentre i rappresentanti degli azionisti e dei lavoratori siedono nell'*Aufsichtsrat* (*Supervisory Board*). Il potere decisionale effettivo risiede prevalentemente nel primo dei due Consigli.

Nel tentativo di comparare i tratti salienti del sistema italiano con quelli dei principali paesi industrializzati, si può notare in primo luogo che il nostro diritto societario è nei suoi tratti essenziali simile a quello francese. Nei fatti il sistema si è però evoluto in senso difforme da quello francese e anglosassone: non si osserva infatti con la frequenza di questi ultimi sistemi una simile figura di amministratore delegato, che arriva alla carica dopo aver percorso i vari gradini della carriera manageriale ed è al vertice del *management* della società. Come si vedrà in seguito, vi è spesso più di

⁹ Si ringrazia Silvia Rigamonti, dell'Università Cattolica del Sacro Cuore, per averci permesso di utilizzare i dati sulla struttura proprietaria da lei predisposti.

¹⁰ La concentrazione di poteri nella figura del PDG è stata fatta oggetto di estese critiche da parte del "Rapporto Vienot" sul governo societario in Francia.

un amministratore delegato; in alcuni casi il sistema italiano può addirittura sembrare simile a quello giapponese, nel senso che il potere decisionale è di fatto nelle mani di una pluralità di amministratori investiti di deleghe operative. Va comunque effettuata una sottolineatura importante: la figura italiana dell'amministratore con delega non può essere assolutamente identificata con quella degli *inside directors* americani o giapponesi, cioè di soggetti che sono manager professionali della società e che solitamente arrivano a sedere nel *board* quando giungono al vertice della gerarchia dirigenziale¹¹. In Italia è invece normale che l'amministratore che svolge incarichi operativi sia un rappresentante degli azionisti di riferimento, piuttosto che l'espressione del *management*; alcune evidenze empiriche – per quanto siano aneddotiche e quindi non immediatamente generalizzabili – indicano che spesso egli è designato senza essere stato precedentemente un dipendente della società, o dopo esserlo stato per brevissimo tempo; inoltre, in presenza di una pluralità di amministratori con delega, talvolta si osserva che alcuni di essi non sono coinvolti a tempo pieno nella gestione.

Si possono esporre, a questo punto, alcune statistiche descrittive ottenute dal campione esaminato nel presente studio. In tabella 1 sono riassunti i primissimi dati relativi alla composizione dei C.d.A. delle società italiane: l'intento è evidenziare la numerosità media dei componenti il Consiglio, nonché quella degli amministratori cui vengono attribuite le cariche di Presidente (d'ora in poi P), Vice-Presidente (VP) e Amministratore Delegato (AD). È opportuno osservare che queste cariche, cui normalmente si connettono poteri di rappresentanza e/o deleghe operative, possono corrispondere a situazioni di diverso significato: ad esempio, P e VP possono in alcuni casi avere soprattutto funzioni di rappresentanza, cui non corrisponde in concreto un forte rilievo da un punto di vista gestionale; al contrario, in altre situazioni la loro posizione ha forte valenza operativa, talvolta anche superiore a quella di AD presenti nel C.d.A. In un'analisi esplorativa su un vasto campione di società non è possibile rilevare i casi in cui, al di là della dizione, alle diverse cariche corrispondono differenti modalità di coinvolgimento nell'impresa; nel seguito si tenta quindi di ottenere dalla presenza di tali cariche un quadro di carattere generale, pur nella consapevolezza dell'ambiguità del loro significato nel caso singolo.

Tabella 1. Numerosità degli Amministratori per le imprese italiane quotate alla Borsa Valori di Milano nel periodo 1976-1996

	Media	1° decile	1° quartile	Mediana	3° quartile	9° decile
Numero totale	10.64	5.00	7.00	10.00	13.00	17.00
<i>Executive directors</i> *	2.81	2.00	2.00	3.00	4.00	5.00
Presidente	0.99	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Vice Presidente	0.90	0.00	0.00	1.00	1.00	2.00
Amministr. Delegato	0.91	0.00	0.00	1.00	1.00	2.00
Consigliere	7.83	3.00	5.00	7.00	9.00	12.00

* Si osservi che i valori indicati in questa riga non corrispondono necessariamente alla somma dei valori che vengono indicati per i Presidenti, i Vicepresidenti e gli Amministratori Delegati, che compongono questo aggregato. Per esempio, se il 49% delle imprese non ha un Vicepresidente e il 49% non ha un Amministratore Delegato, non è detto che il 49% delle imprese non abbia né un Vicepresidente né un Amministratore Delegato.

¹¹ Vi è comunque una minoranza di casi in cui i membri del C.d.A. sono acquisiti dall'esterno della società (si veda, ad esempio, Parrino, 1997).

Alcuni dati che appaiono in tabella 1 sono particolarmente espressivi: in primo luogo, il numero medio di amministratori, che risulta di poco superiore a 10; in secondo luogo, il fatto che in più della metà dei casi¹² vi sia, oltre al P, almeno un VP ed almeno un AD, cioè siano presenti almeno tre amministratori cui vengono conferiti particolari poteri di rappresentanza e/o gestione. Si è inoltre rilevato che circa in un terzo dei casi il solo amministratore investito di una carica “speciale” è il P; in questi casi si può dunque dedurre che, con ogni probabilità, egli rivesta anche un ruolo operativo e abbia poteri analoghi a quelli del PDG francese).

I dati della tabella 1 possono inoltre essere utilizzati in chiave comparativa. In tabella 2, si osserva che i Consigli delle società italiane sono relativamente poco numerosi rispetto a quanto mediamente si riscontra in altri paesi. A prima vista il dato appare di carattere positivo, in quanto la letteratura teorica ed empirica in tema di governo societario tende a sottolineare l’inefficienza di Consigli troppo numerosi, riconducibile alla difficoltà di interazione tra un numero elevato di soggetti (cfr., ad esempio, Yermack, 1996); il dato medio che si va commentando deve tuttavia essere preso con una certa cautela, poiché in tutti i paesi sembra sussistere una relazione positiva tra la numerosità dei Consigli e la dimensione dell’impresa e, quindi, tale osservazione dovrebbe essere controllata per la dimensione media delle imprese. Va poi notato il basso numero di amministratori operativi, intendendo come tali i soggetti con che ricoprono la carica di P, VP e AD¹³.

Tabella 2. Numero medio di consiglieri di amministrazione e di *executive directors* in alcuni paesi

	Numero totale dei Componenti del C.d.A.	<i>Executive directors</i>
Germania (Management)	7.5	7.5
Germania (Supervisory)	17.63	
Italia	10.64	2.82
Giappone	22.49	4.22
U.S.A.	14.88	4.59
Spagna	10.46	2.54
Belgio	9.9	2.45

Fonte: per l’Italia, le nostre elaborazioni, Kaplan (1994^{a,b}) per Germania, Giappone e U.S.A., Gispert (1998) per la Spagna; Renneboog (1995) per il Belgio.

Considerati congiuntamente, i due dati – quello relativo alla scarsa numerosità degli amministratori e quello relativo all’ancor più limitato numero di amministratori operativi – forniscono alcune prime indicazioni in merito alle peculiarità che possono manifestarsi in un sistema in cui le società quotate hanno “azionisti forti”: potrebbe infatti non essere del tutto casuale che si manifesti una minore esigenza di garantire all’interno del C.d.A. un’ampia rappresentanza alle posizioni di

¹² In questo e in altri passi si fa riferimento a “casi” anziché a “società”, perché il dato elementare delle statistiche presentate è l’anno / società.

¹³ Alla luce di quanto osservato in precedenza, si ribadisce che in mancanza di ulteriore informazione si può solo dire che tali cariche sono quelle a cui possono connettersi deleghe operative. A fini comparativi è però ragionevole confrontare gli amministratori con carica di P, VP o AD con gli *executive directors* di altri paesi, considerando il numero medio dei nostri amministratori con carica speciale come il limite massimo del numero degli amministratori che svolgono un ruolo operativo.

vertice del *management* professionale. A sostegno di questa affermazione, si può osservare che i paesi che presentano dati più simili all'Italia, cioè la Spagna e il Belgio, sono caratterizzati da una struttura proprietaria molto concentrata, solo lievemente inferiore a quanto rilevato per il nostro paese¹⁴.

In tabella 3 sono riportati i dati di sintesi relativi alla rotazione degli amministratori. Le durate medie di permanenza in carica sono state ricavate, come avviene normalmente in letteratura, inferendole dalla percentuale media di rotazione annua¹⁵.

Il dato che emerge con maggiore immediatezza è la durata relativamente breve di permanenza in carica, pari a poco più di cinque anni; inoltre, il risultato ottenuto per agli *executive directors* è solo lievemente maggiore di quello rilevato per gli amministratori senza funzioni operative. A titolo di confronto, si consideri che i dati riportati negli studi di Kaplan parlano di dieci anni come durata media della carica di CEO negli Stati Uniti, otto anni per la carica di Presidente in Giappone, dieci anni come membro del *Vorstand* in Germania; anche la media rilevata per i paesi con una struttura dell'azionariato più simile all'Italia sembra decisamente superiore (per la Spagna è superiore agli otto anni, per il Belgio è pari a 9,6 anni). Si può quindi concludere che per le imprese quotate alla Borsa Valori di Milano le permanenze medie relative alle varie figure di amministratori si collocano su valori che sono all'incirca la metà di quanto si osserva in altri paesi. Si noti, in proposito, che questo risultato è indipendente dal fatto che si escludano, per ciascuna società, i dati relativi agli anni in cui si è verificato un mutamento dell'azionista di controllo. Come era naturale attendersi, intorno di tale evento la rotazione è molto più elevata (nei tre anni centrati sul momento in cui si è verificato il trasferimento di controllo, la rotazione cumulata è quasi del 100%), tuttavia il numero di osservazioni che ricadono in questa categoria è sufficientemente limitato da non incidere in misura significativa sul dato complessivo.

¹⁴ Per la Spagna la percentuale media detenuta dal maggiore azionista è infatti pari al 45%, contro il 52% rilevato per le società quotate alla Borsa Valori di Milano. Per il Belgio, i dati riportati da Renneboog (1995) non permettono un confronto immediato; tuttavia, su 177 imprese, ben 160 presentano un azionista con una partecipazione superiore al 25% (in media, pari al 56% circa). Un calcolo approssimativo della percentuale media detenuta dal maggiore azionista porta dunque ad un valore medio appena superiore al 50%.

¹⁵ Ad esempio, ad una percentuale annua di rotazione del 20% corrisponde una durata media in carica di cinque anni, mentre ad una percentuale del 33% corrisponde una durata media di tre anni.

Tabella 3. Tasso di rotazione nel Consiglio di Amministrazione in Italia

	Media	Standard Deviation	Durata media della carica (anni)
Campione complessivo			
Tutti gli amministratori	0.19	0.21	5.19
<i>Executive directors</i>	0.19	0.29	5.38
Consiglieri non esecutivi	0.20	0.25	4.91
Sindaci	0.14	0.26	6.93
Senza trasferimenti di controllo			
Tutti gli amministratori	0.19	0.20	5.34
<i>Executive directors</i>	0.18	0.28	5.55
Consiglieri non esecutivi	0.20	0.24	5.04
Sindaci	0.14	0.26	7.12
Solo trasferimenti di controllo			
Tutti gli amministratori	0.34	0.29	2.94
<i>Executive directors</i>	0.34	0.37	2.91
Consiglieri non esecutivi	0.37	0.33	2.73
Sindaci	0.25	0.35	4.06

I dati relativi ai trasferimenti di controllo si riferiscono agli anni nei quali si è verificata la vendita della partecipazione di maggioranza, nonché all'anno precedente e a quello successivo.

Il più elevato tasso di rotazione del C.d.A. rilevato per le imprese italiane induce ad alcune riflessioni. In primo luogo, questo risultato è interpretabile come l'effetto di una intensa relazione tra *turnover* e performance d'impresa; si può tuttavia ipotizzare che anche questo dato sia in realtà ricollegabile alla particolare natura delle società italiane, caratterizzate dalla presenza di forti azionisti di controllo. Se è logico che i singoli esponenti del *management* tendano a rimanere coinvolti per un numero elevato di anni nella vita della società, sembra anche possibile che figure professionali il cui baricentro consiste essenzialmente nella collaborazione con l'azionista di controllo cambino la loro posizione più spesso; ciò non avviene necessariamente per ragioni riconducibili a esigenze operative della società, ma anche per ragioni professionali loro proprie o legate agli interessi che rappresentano.

Solo in seguito si potrà individuare quale tra le due ipotesi sia più adeguata per il campione preso in esame; si noti, comunque, che una maggiore rotazione degli amministratori – se legata alla seconda circostanza ora menzionata – non porta necessariamente ad una dannosa discontinuità nelle scelte aziendali: in un modello in cui il Consiglio non è formato dai manager, ma da supervisor dei manager, la stabilità nella gestione potrebbe essere garantita da una permanenza sufficientemente lunga di esponenti del *management* professionale che non siedono nel Consiglio di Amministrazione.

In tabella 4 sono illustrate alcune altre caratteristiche dei C.d.A. delle società quotate italiane, riguardanti il percorso intrapreso dagli amministratori all'interno del Consiglio e l'età al momento della nomina e dell'uscita dalle varie posizioni.

Tabella 4. Entrata e Uscita dal Consiglio di Amministrazione delle imprese quotate alla Borsa Valori di Milano

	Presidente	Vice Presidente	Amministratore Delegato	Consigliere
Anni di permanenza nel C.d.A. dell'impresa prima della nomina				
Media	1.15	1.18	0.71	0.00
1^ quartile	0	0	0	0
Mediana	0	0	0	0
3^ quartile	1	2	0	0
Età al momento della nomina				
Media	55.35	51.85	48.92	49.65
1^ quartile	49	45	44	42
Mediana	56	52	49	50
3^ quartile	64	59	56	58
Età al momento dell'uscita				
Media	59.03	55.07	52.38	53.43
1^ quartile	51	47	46	45
Mediana	59	56	53	54
3^ quartile	66	62	58	61
Nomina successiva (valori %)				
- Uscita dal C.d.A.	74.13	69.35	49.62	88.44
- Presidente	= =	7.89	8.95	2.42
- Vicepresidente	1.89	= =	17.14	4.36
- Amministratore Delegato	8.83	12.63	= =	2.81
- Consigliere	13.25	14.47	18.41	= =

In primo luogo, sembra delinearci una graduatoria di anzianità tra le posizioni che hanno, almeno potenzialmente, un contenuto operativo (P, VP e AD). Per la posizione di Presidente è chiara la tendenza a richiedere una maggiore anzianità¹⁶: considerando il valore mediano, il P viene chiamato a ricoprire la posizione all'età di 56 anni e la lascia all'età di 58; il VP, rispettivamente, a 52 ed a 55; l'AD a 50 ed a 53 anni. Si osserva, inoltre, che in un numero rilevante di casi si assiste al passaggio dalla posizione di VP o di AD a quella di P (in alcuni casi si osserva il passaggio da AD a VP e solo successivamente a P). Non sono infrequenti, tuttavia, percorsi diversi, soprattutto nei confronti della carica di Amministratore Delegato: quasi il 9% dei Presidenti e il 13% dei Vice-Presidenti assumono infatti la carica di AD.

I dati relativi all'età possono essere giudicati almeno in parte inattesi, alla luce della comune opinione secondo cui – nel contesto sociale italiano, più che in quello statunitense – siano degni di considerazione i connotati positivi dell'anzianità. Contrariamente a quest'opinione, l'età media degli amministratori italiani con cariche esecutive è del tutto comparabile con quella degli amministratori americani e risulta inferiore, ad esempio, a quella degli amministratori giapponesi (si veda la tabella 5); in particolare l'età mediana del Presidente italiano è pari a 57 anni, contro i 59 del CEO statunitense e i 66 del P giapponese. In realtà, è forse l'opinione di un *bias* europeo a favore

¹⁶ Non si sta affermando che a ciò corrisponda una graduatoria di effettivo peso gestionale, non essendo possibile verificare concretamente i poteri attribuiti alle diverse cariche.

dell'anzianità che potrebbe essere infondata: l'età media del P italiano pare infatti del tutto simile a quella del PDG francese (Pigé, 1996).

Tabella 5. Età media dei componenti del Consiglio di Amministrazione nei diversi paesi

	CEO	<i>Executive directors</i>
Francia	57.4	
Giappone	65.1	63.5
U.S.A.	58.3	56.4
Italia	57.2	54.1

Fonte: per gli U.S.A. e il Giappone, Kaplan (1994a); per la Francia, Pigé (1996); per l'Italia, le nostre elaborazioni. Il dato non è disponibile per la Spagna e il Belgio.

Un ulteriore punto da rimarcare riguarda la *consecutio* nel passaggio tra le diverse cariche del C.d.A. Si è notato che in diversi casi esista tale *consecutio*, e ciò può essere visto come un punto a conferma dell'ipotesi che in tali cariche generalmente esista un ordine di anzianità. Tuttavia, la loro numerosità non consente di affermare che il percorso più frequente per giungere alla carica di P passi attraverso la precedente assunzione delle posizioni di AD ed eventualmente di VP. Ciò distingue la situazione italiana da quanto evidenziato per gli Stati Uniti: l'esistenza di un cammino tipico all'interno del *board* per giungere alla posizione di CEO è infatti suggerita in modo univoco dalla letteratura statunitense, ed è appunto collegata alla dominante presenza nel *board* del *management* professionale. I dati in tabella 4 chiariscono, invece, che in oltre il 50% dei casi in Italia si assume la posizione di Presidente contestualmente alla nomina nel C.d.A. È infine interessante notare che la perdita di una posizione con deleghe operative tenda ad accompagnarsi all'uscita dal C.d.A.¹⁷.

Dato il quadro generale sin qui offerto, sarebbe stato utile disporre di alcune ulteriori informazioni, come l'incidenza degli amministratori che sono anche dipendenti della società o il numero di anni spesi dagli amministratori in un rapporto di lavoro subordinato con la società stessa. Questi dati avrebbero infatti potuto supportare in modo definitivo alcuni suggerimenti già espressi sulla natura dei C.d.A. delle società italiane quotate. In chiave comparativa, vale comunque la pena sottolineare come negli Stati Uniti e in Giappone non solo la permanenza nella carica di amministratore delegato risulta maggiore che in Italia, ma anche che gli amministratori delegati terminano il loro servizio dopo avere speso una larga parte della loro vita lavorativa nella società: la mediana è pari a 39 anni in Giappone e a 28 anni negli Stati Uniti (cfr. Kaplan^{a,b}).

Resta infine da commentare l'evidenza riguardante gli amministratori cui non vengono attribuiti speciali poteri. Due sono i punti da sottolineare. Il primo è relativo anche in questo caso all'età, che risulta mediamente non elevata¹⁸; il dato pare coerente con l'ipotesi che il C.d.A. svolga una funzione di supervisione e rappresentanza degli azionisti, collocata al di sopra dell'area di operatività del *management* professionale. In paesi in cui, a differenza dell'Italia, l'ingresso nel Consiglio di Amministrazione è un momento di riconoscimento dei risultati conseguiti nella carriera dirigenziale, è

¹⁷ Dall'ultima riga della tabella 4, risulta che chi cessa dalla carica di P lascia il C.d.A. nel 74% dei casi e rimane come amministratore senza speciali cariche nel 13% dei casi; chi cessa dalla carica di VP, rispettivamente, nel 69% e nel 14% dei casi; chi cessa dalla carica di AD, nel 49% e nel 18% dei casi. Il complemento al 100%, per ciascuna posizione, della somma delle due percentuali rappresenta l'incidenza dei mutamenti di ruolo all'interno delle cariche operative.

¹⁸ Essi, in media, entrano nel C.d.A. a 50 anni ed escono all'età di 53 anni.

frequente che gli amministratori non operativi siano ex-dirigenti, che permangono nel C.d.A. dopo aver servito come CEO o in altre posizioni di vertice. Ciò contribuisce a spiegare un'età media più elevata di quanto riscontrato in questo lavoro (Kaplan indica un'età di 57 anni per gli Stati Uniti, contro meno di 50 anni per le imprese italiane).

Il secondo punto da sottolineare è relativo al tasso di rotazione, che risulta particolarmente elevato. La durata mediana nella posizione è circa cinque anni, mentre in tutti gli altri paesi è sensibilmente maggiore. Anche questo dato è coerente con l'ipotesi che la larga maggioranza degli amministratori provenga dall'esterno della squadra dirigenziale; non sembra infatti possibile accogliere l'idea di un C.d.A. composto in prevalenza da manager che fanno il loro ingresso nel Consiglio a un'età relativamente giovane, vi permangono per pochi anni senza deleghe operative e successivamente lasciano il Consiglio.

Si può a questo punto riassumere l'evidenza presentata in questo paragrafo richiamando i seguenti punti. Il primo dato è relativo alla numerosità media della composizione dei C.d.A., che in un confronto internazionale pare collocarsi su livelli di minimo; anche il numero degli amministratori con deleghe operative è senz'altro relativamente basso. Un secondo risultato che vale la pena rimarcare è quello relativo all'età degli amministratori, che non è certo caratterizzata da un'anzianità media più elevata rispetto a quanto si riscontra in altri paesi. Ma il dato che forse risulta più diverso rispetto a quanto si è soliti osservare nell'esperienza internazionale è quello relativo alla frequenza di rotazione nelle posizioni nel Consiglio, indipendentemente dall'esistenza di deleghe operative. Come si è ampiamente commentato, queste evidenze possono essere ritenute rivelatrici di un quadro in cui il C.d.A. è più un'entità di supervisione e di rappresentanza del gruppo di comando che non il luogo in cui si riunisce il *top management* per elaborare e predisporre la diffusione della strategia societaria agli azionisti.

5. Un'osservazione sul Collegio Sindacale

Si detto in precedenza che l'archivio utilizzato in questo lavoro contiene anche i dati riguardanti la composizione del Collegio Sindacale. Ai nostri fini, data la funzione di puro controllo di questo organo, non è sembrato utile proporre un'analisi approfondita delle informazioni contenute nell'archivio.

Vale la pena richiamare, comunque, che la potenziale utilità del Collegio Sindacale nelle società quotate è stata ampiamente discussa, soprattutto dopo che, dal 1975, la funzione di controllo contabile è passata di fatto alle società di *auditing*. In effetti la recente riforma delle norme di governo delle società quotate (Legge "Draghi" del 1998) ridefinisce il ruolo di questo organo, preservando e rafforzando le sue funzioni di controllore di legalità e affidabilità del processo gestionale.

L'interesse suscitato dal dibattito in merito al ruolo del Collegio Sindacale suggerisce, quindi, di trarre alcune evidenze empiriche dai dati a nostra disposizione. Analizzando la rotazione dei sindaci si è potuto notare - non senza una certa sorpresa - che nel periodo in esame si è manifestato un notevole movimento osmotico tra Collegio Sindacale e Consiglio di Amministrazione: in circa un quarto delle società incluse nell'archivio si è manifestato almeno un caso di sindaco che diviene in seguito amministratore; in circa un decimo delle società si è verificato invece il caso contrario, cioè di un amministratore che diventa in seguito sindaco.

Il fenomeno sembra rivelare un'insufficiente attenzione nei confronti dell'opportunità di separare il ruolo di controllore da quello di controllato e, dunque, mette in luce l'importanza della conversione allo spirito della riforma della *corporate governance* delle società quotate.

6. Le determinanti della dimensione del C.d.A.

Verificato che i Consigli di Amministrazione delle società quotate alla Borsa Valori di Milano sono mediamente caratterizzati da un numero non elevato di componenti, si è cercato di individuare alcune variabili in grado di spiegare la diversa numerosità degli amministratori per le imprese in esame. Ciò ha comportato la stima di alcune regressioni lineari, in cui la variabile indipendente "numero dei componenti del C.d.A." è stata messa in relazione con le variabili dipendenti di seguito elencate.

- 1) SIZE, una variabile indicativa della dimensione d'impresa; essa è misurata come il logaritmo del valore contabile dell'attivo (espresso di milioni di Lire e riferito al 1996, per neutralizzare la componente inflazionistica). Con la crescita della dimensione è probabile che si incrementi la complessità delle operazioni e, quindi, si manifesti la necessità di inserire competenze più differenziate nel Consiglio.
- 2) I^{AZ}, la frazione del capitale sociale detenuta dal principale azionista (in azioni ordinarie). Il minimo beneficio che ci si può attendere dalla presenza di un forte azionista di controllo è che questi provveda direttamente a monitorare la performance dell'impresa e, quindi, vi sia una minore necessità di un C.d.A. numeroso per supervisionare l'operato del *management*. Ci si può quindi attendere che il numero degli amministratori sia inversamente proporzionale al grado di concentrazione del capitale nelle mani del principale azionista.
- 3) D_FIN, una variabile dummy che assume il valore 1 se l'impresa opera nel settore finanziario (banche, assicurazioni e altri intermediari finanziari), altrimenti 0. È opportuno verificare l'esistenza di regolarità settoriali anche per quanto riguarda la dimensione del C.d.A., poiché alcune osservazioni possono far ritenere, ad esempio, che i Consigli delle banche siano a parità di condizioni più numerosi di quelli delle imprese industriali.
- 4) D_OP, una variabile dummy che assume il valore 1 se la società svolge un'attività operativa, 0 se è una holding. In società che svolgono puramente un ruolo di holding di partecipazione è da attendersi, come minimo criterio di efficienza, una limitata dimensione del C.d.A.
- 5) D_PUB, una variabile dummy che assume il valore 1 se la società è di proprietà pubblica, 0 altrimenti. Fino alla metà degli anni '90, l'Italia era l'economia occidentale di grande dimensione caratterizzata dalla maggiore incidenza dello Stato nella proprietà delle imprese. La gestione delle imprese pubbliche è stata spesso oggetto di critiche, dovute alla supposta assunzione di obiettivi corrispondenti più a interessi politici che alla tensione verso la produzione di nuova ricchezza. Una possibile conseguenza sulla composizione dei Consigli potrebbe essere l'inflazione dei posti di amministratore, dovuta all'esigenza di soddisfare gli interessi dei vari partiti.
- 6) S_FIN, una variabile indicativa della struttura finanziaria dell'impresa, calcolata come rapporto tra mezzi propri e totale delle attività (espressi a valori contabili). Il debito viene spesso considerato un utile strumento per incentivare operazioni di ristrutturazione, necessarie in società cresciute in

modo non razionale grazie a posizioni di rendita economica; uno dei suoi effetti, quindi, dovrebbe essere quello di indurre una riduzione nella dimensione del C.d.A.. D'altra parte, quando il livello d'indebitamento porta a situazioni di vero e proprio *distress* finanziario, può insorgere da parte dei creditori la richiesta di monitorare da vicino l'andamento d'impresa, fino ad avanzare la domanda di posti in Consiglio.

- 7) D_TIME, una variabile dummy che assume il valore 1 se l'osservazione si riferisce all'ultimo decennio (periodo 1987-1996), 0 altrimenti. L'analisi empirica si estende su un periodo piuttosto lungo; può essere perciò opportuno evidenziare se nel tempo si sono verificati mutamenti strutturali relativamente alla numerosità degli amministratori.

Per le variabili appena elencate, i risultati delle principali regressioni sono riportati in tabella 6.

Tabella 6. La relazione tra la dimensione del Consiglio di Amministrazione e alcune variabili finanziarie.

I coefficienti sono stati ottenuti stimando la regressione $N_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, con $N_{i,t}$ il numero dei componenti del C.d.A., $X_{i,t}$ il valore assunto dalla variabile (o dal vettore di variabili) X per l'impresa i nell'anno t .

Intercetta	SIZE	1^ AZ	D_FIN	D_OP	D_PUB	S_FIN ^a	D_TIME	R ²	N. oss.
-6,13**	3,61**							0.38	2724
16,12**		-2.88**						0.02	1441
13,42**			4,06**					0.10	4671
14,30**				-0,47**				0.01	4671
13,45**					4,26**			0.10	4671
13,60**						-3,55**		0.08	2724
-6,44**	3,84**	-2,49**						0.40	1167
-5,66**	3,52**		0,42*					0.38	2721
-6,25**	3,63**			0,08				0.38	2721
-5,02**	3,38**				1,22**			0.39	2721
-7,11**	3,86**					0,83**		0.39	2721
-3,38**	3,54**						-2,25** ^b	0.40	2724
-8,68**	4,32**	-2,21**				1,82**		0.41	1167
-7,38**	4,11**	-2,68**			0,98**	1,86**		0.41	1167
-7,38**	4,11**	-2,74**			0,98**	1,85**		0.41	1162

** (*) significativo al livello di confidenza dell'1% (5%)

(a) escluse banche e assicurazioni

(b) questo coefficiente risulta sempre significativo, se associato alle altre variabili esplicative.

Come era logico attendersi, la dimensione d'impresa è la variabile che risulta maggiormente correlata con il numero degli amministratori. Il coefficiente stimato per SIZE è statisticamente significativo in ogni regressione effettuata e contribuisce a spiegare una quota rilevante della variabilità complessiva dei dati.

Anche per le altre variabili, se considerate come unico fattore esplicativo, i risultati sono spesso statisticamente significativi: la frazione di capitale sociale detenuta dal principale azionista, ad esempio, risulta negativamente correlata con la numerosità del Consiglio di Amministrazione, coerentemente alle attese; in questo caso, inoltre, il coefficiente stimato pare sostanzialmente stabile

anche nelle regressioni nelle quali la partecipazione detenuta dal primo azionista viene utilizzata congiuntamente alla dimensione e alle altre variabili esplicative.

Una particolare attenzione va posta nell'interpretare i risultati della dummy riguardante il settore finanziario. Quando è utilizzata come singolo regressore, il coefficiente - positivo e significativo - indica la presenza di C.d.A. più numerosi per banche e assicurazioni; tuttavia in questo caso si tratta di un effetto legato almeno in parte alla dimensione, dal momento che banche e assicurazioni presentano mediamente un elevato ammontare di attività. Quando la dummy è utilizzata congiuntamente alla dimensione d'impresa, il coefficiente stimato rimane positivo, ma assume un valore decisamente inferiore ed è caratterizzato da minore significatività statistica; non risulta inoltre statisticamente significativa se nella regressione si inserisce anche la variabile $1^{\wedge}AZ$ (i valori non sono riportati in tabella). Questi risultati forniscono quindi solo una debole evidenza a favore dell'ipotesi che banche e assicurazioni siano caratterizzate - a parità di condizioni - da C.d.A. più numerosi¹⁹.

Considerando il risultato della sola dummy D_OP , riguardante le società operative e le holding, si rileva che le prime sembrano avere C.d.A. meno numerosi, un'evidenza interpretabile come un sintomo di maggiore efficienza. Questa ipotesi non sembra però confermata dalle successive elaborazioni, dato che il coefficiente stimato non risulta più significativo se considerato congiuntamente alla dimensione²⁰.

Decisamente più netta pare invece la conclusione dell'analisi sulla proprietà pubblica. A parità di condizioni, le società a controllo statale sembrano avere Consigli più numerosi, confermando l'ipotesi che la struttura proprietaria incida negativamente sull'efficienza del C.d.A.; anche nelle regressioni multivariate si ottiene questo risultato, anche se la sua portata economica è in parte ridimensionata a seguito della considerazione della dimensione. Ulteriori elaborazioni, non riportate in tabella 6, evidenziano inoltre che la numerosità dei Consigli delle imprese pubbliche è caratterizzata da una minore sensibilità all'incremento della dimensione dell'impresa²¹ e da una relazione non significativa per quanto riguarda l'effetto della quota di proprietà del principale azionista: le imprese detenute saldamente dallo stato non sono infatti caratterizzate - a parità di altre condizioni - da

¹⁹ Alcuni risultati interessanti sembrano comunque emergere se si considerano le interazioni tra D_OP e le altre variabili considerate: per le imprese finanziarie l'incremento della numerosità del C.d.A. a seguito dell'incremento della dimensione è significativamente meno intenso (il coefficiente è -2.17, t-stat = -6.16); sembra invece molto superiore rispetto alle imprese industriali la sensibilità alla concentrazione della struttura proprietaria (il coefficiente è pari a -5.38, t-stat = -3.53). Una numerosità relativamente elevata del C.d.A. sembra quindi caratterizzare le imprese finanziarie di minore dimensione e con un azionariato relativamente disperso; quest'ultima evidenza sembra evidenziare una maggiore sensibilità - rispetto alle imprese industriali - alla necessità di inserire in Consiglio rappresentanti di diversi azionisti con quote rilevanti.

²⁰ Anche in questo caso, alcune regressioni non riportate nella precedente tabella hanno permesso di evidenziare, per le imprese operative, una diversa sensibilità all'aumentare della dimensione. Compatibilmente con quanto affermato nella nota precedente, si è infatti rilevato che il C.d.A. delle imprese operative cresce in modo più pronunciato con l'aumentare della dimensione rispetto alle holding e alle finanziarie (il coefficiente stimato per l'interazione $SIZE * D_OP$ è pari a +2.24, t-stat = 7.75).

²¹ L'interazione tra $SIZE$ e la dummy D_PUB è caratterizzata da un coefficiente negativo (-1.28, t-stat = -3.72); la maggiore dimensione del C.d.A. delle imprese pubbliche deriva quindi soprattutto dalle società più piccole, dato che con l'aumento di $SIZE$ si rileva la tendenza verso una maggiore omogeneità con le imprese private.

Consigli meno numerosi all'aumentare della variabile 1^{AZ} , un risultato interpretabile come il sintomo di un'inefficiente "duplicazione" di cariche²².

La variabile S_{FIN} , rappresentativa della struttura finanziaria dell'impresa, ottiene un coefficiente negativo e statisticamente significativo se esaminata singolarmente: la numerosità dei componenti del C.d.A. tende quindi a ridursi per le imprese più capitalizzate (e, ovviamente, a crescere con l'indebitamento). Questa evidenza potrebbe essere spiegata dall'ingresso nel Consiglio di rappresentanti dei creditori nel caso di livelli d'indebitamento elevati; essa viene però contraddetta dai risultati delle regressioni multivariate: se si considera anche $SIZE$ e la quota del primo azionista, il coefficiente pare positivo, un risultato che sembra confermare il ruolo svolto dal debito nell'incrementare l'efficienza dell'impresa, almeno nel senso - qui esaminato - di indurre una riduzione nella dimensione del C.d.A..

Infine, la suddivisione del *database* in funzione del periodo temporale ha determinato risultati abbastanza netti: dopo il 1986 i Consigli di Amministrazione tendono ad essere formati da un numero significativamente minore persone. Questa evidenza viene confermata anche in tutte le regressioni multivariate; sembrerebbe perciò di poter concludere che vi sia stata effettivamente una tendenza alla diminuzione dei componenti del C.d.A. negli anni più recenti. Se si accetta l'ipotesi che tale risultato sia indicativo di una maggiore efficienza, sembra plausibile la conclusione che le società quotate italiane siano state positivamente influenzate, negli anni più recenti, dal processo di globalizzazione dei mercati e dalla conseguente maggiore tensione verso la produzione di nuova ricchezza.

7. La relazione tra rotazione degli amministratori e risultati d'impresa

L'analisi della relazione che lega il *turnover* del Consiglio di Amministrazione alla performance dell'impresa è stata condotta seguendo i criteri metodologici normalmente adottati dalla letteratura internazionale proposta sul tema. Il presente lavoro si differenzia tuttavia per alcuni aspetti specifici, legati soprattutto alla selezione del campione.

Se si considerano come paradigmatici gli studi di Kaplan, ad esempio, si può notare che in essi si analizza, per un periodo di tempo di soli sei anni, un campione di grandi imprese industriali, scelte tra quelle incluse nelle classifiche delle maggiori società proposte dalla rivista Fortune. La presente analisi, viceversa,

- 1) considera un arco temporale decisamente superiore, pari a venti anni (1976-1996);
- 2) comprende tutte le società quotate alla borsa di Milano, senza effettuare alcuna selezione su base dimensionale;
- 3) considera tutte le società quotate, senza alcuna esclusione in funzione del tipo di attività svolta.

A quest'ultimo riguardo, merita segnalare che non si è ritenuto opportuno limitare l'analisi alle sole imprese industriali, sia perché le banche e le assicurazioni rappresentano una quota consistente delle società quotate sul mercato, sia perché sembra interessante osservare proprio se le imprese

²² Il coefficiente rilevato per la variabile 1^{AZ} (-3.45, t-stat = -4.87) viene infatti neutralizzato da quello relativo all'interazione tra 1^{AZ} e D_{PUB} (+4.68, t-stat = 2.74), che cattura l'effetto differenziale - tra imprese pubbliche e private - relativamente all'influenza della concentrazione dell'azionariato sulla dimensione del Consiglio di Amministrazione.

operanti in questi settori siano caratterizzate da una relazione tra rotazione e performance significativamente diversa da quella delle imprese industriali²³.

Le caratteristiche del campione esaminato fanno sì che alcune variabili a volte prese in esame in letteratura, come il tasso di crescita delle vendite o le misure di performance basate sul *cash flow*, non siano calcolabili per la totalità delle imprese considerate; per questi indicatori l'analisi sarà quindi limitata alle imprese industriali, escludendo gli intermediari finanziari²⁴.

In questo paragrafo la metodologia statistica utilizzata consiste, in conformità con gran parte della letteratura internazionale, in semplici regressioni lineari, volte a spiegare la percentuale di amministratori che escono dal C.d.A.; in seguito si riporteranno invece i risultati di analisi condotte a livello individuale, volte a stimare – mediante la metodologia logit – l'effetto delle diverse variabili esplicative sulla probabilità di uscita dal Consiglio²⁵. In tutte le elaborazioni effettuate in questo e nel prossimo paragrafo sono stati esclusi tutti i casi nei quali si sono verificati trasferimenti di controllo²⁶; ai fini della presente analisi si ritiene infatti preferibile non tenere conto della rotazione connessa ad eventi straordinari, non legati cioè al normale funzionamento del Consiglio di Amministrazione.

Tra le variabili prese in esame in questo lavoro, sono stati considerati alcuni indicatori rappresentativi della performance dell'impresa, già utilizzati da Kaplan:

- 1) REND, cioè i rendimenti dei titoli azionari misurati su un orizzonte temporale di uno o due anni. In particolare, sono stati utilizzati i rendimenti annuali di mercato rilevati nei periodi -1, -2 e -3 e i rendimenti biennali osservati negli anni -1 e -2; entrambe le misure sono state calcolate sia come valori assoluti, sia trasformando i valori in decili. Da un punto di vista teorico, queste dovrebbero essere le misure più adeguate per identificare la performance dell'impresa;
- 2) Δ ROE, la variazione del ROE rilevata nei periodi annuali (-1,-0) (-2,-1) (-2,0). Il rendimento dei mezzi propri rappresenta la variabile contabile maggiormente utilizzata come misura della performance; è plausibile quindi che la variazione del ROE influisca in modo significativo sulla rotazione del C.d.A.. In alcuni casi, questa variabile ha determinato risultati anomali (maggiori di 100% o inferiori a -100%); questi valori, in grado di influenzare eccessivamente i valori medi, sono stati trattati come *outliers* e quindi eliminati dal campione;

²³ Negli studi di Kaplan, la scelta di focalizzare l'attenzione sulle imprese non finanziarie sembra dovuta essenzialmente all'obiettivo di verificare la significatività di alcuni possibili obiettivi dei manager - come la crescita delle vendite - che sono difficili da confrontare su basi omogenee se il campione include società finanziarie. L'obiettivo principale della nostra analisi, cioè quello di verificare se il *turnover* del Consiglio di Amministrazione sia legato alla performance, non pone tuttavia alcuna preclusione all'inserimento di banche e assicurazioni nel nostro campione.

²⁴ Al fine di verificare se l'inclusione degli intermediari finanziari abbia influito sui risultati relativi al campione complessivo, l'intera analisi è stata replicata considerando esclusivamente le imprese non finanziarie. Per ragioni di spazio, verrà commentato solo l'effetto dell'appartenenza al settore finanziario sulla relazione tra *turnover* e performance; gli altri risultati ottenuti selezionando solo le imprese industriali, non riportati nelle pagine seguenti, sono comunque del tutto in linea con quelli commentati per il campione complessivo.

²⁵ L'utilizzo di questa metodologia permetterà di approfondire l'analisi, considerando variabili riferite all'età dei singoli componenti del C.d.A. e al tempo relativo alla loro permanenza nel Consiglio.

²⁶ Tutti i casi nei quali è stato rilevato un trasferimento del controllo dell'impresa sono stati esclusi dal campione; è stato inoltre escluso anche l'anno precedente e quello successivo al trasferimento del controllo, dato che si è spesso rilevato un anomalo tasso di rotazione del C.d.A. anche in questo intervallo di tempo. I risultati ottenuti per il campione complessivo, tuttavia, sono sostanzialmente gli stessi rilevati eliminando soltanto l'anno nel quale si è verificato il trasferimento di controllo.

- 3) ΔV , la variazione delle vendite rilevata nei periodi annuali (-1,-0) e (-2,-1). Anche questa misura di performance, calcolata solo per le imprese industriali, dovrebbe essere inversamente correlata all'intensità della rotazione del C.d.A.; dato il collegamento meno diretto con i risultati ottenuti dagli azionisti, tuttavia, ci si attende una relazione con il *turnover* meno intensa rispetto alle variabili precedenti.
- 4) D_LOSS, una variabile *dummy* che assume il valore 1 se il reddito netto è negativo, altrimenti 0. In letteratura questo indicatore è normalmente considerato espressivo di una situazione di crisi dell'impresa.

Sono stati altresì utilizzati come variabili indipendenti i seguenti indicatori.

- 5) ROE, ossia il rendimento contabile dei mezzi propri. Anche se in alcuni lavori a questa variabile viene preferita la variazione del ROE, ci attendiamo che il valore assoluto dell'indicatore sia non meno significativo, dato che è soprattutto il livello assoluto della redditività, e non la sua variazione, ad essere normalmente utilizzato per valutare i manager dell'impresa. Il ROE riferito agli anni -1, -2 e -3 (rispetto all'esercizio in cui si analizza il tasso di rotazione) è stato considerato sia in termini di valore effettivo, sia dopo la sua trasformazione in decili.
- 6) BE / ME (*Book-to-market equity*), cioè il rapporto tra il patrimonio netto di bilancio e il valore di mercato delle azioni. Questa misura della performance dell'impresa identifica l'aspettativa del mercato sul risultato ottenibile dagli investimenti in essere (un alto valore dell'indice implica, a parità di condizioni, aspettative di una scarsa performance dell'impresa).
- 7) CF / ME (*cash flow / market equity*), una variabile – calcolata esclusivamente per le imprese industriali – che misura il flusso di risorse generato dalla gestione in rapporto al valore di mercato delle azioni.

Oltre a queste misure di performance, sono state utilizzate le variabili già impiegate nel paragrafo precedente per spiegare la dimensione del Consiglio di Amministrazione.

Alcune statistiche descrittive delle variabili ora menzionate sono esposte in tabella 7. Da questi dati emerge che la distribuzione di molti indicatori di performance è caratterizzata da una notevole dispersione ed asimmetria, soprattutto se paragonata con quanto osservato in studi analoghi riguardanti altri paesi. Ciò determina l'esigenza di porre una maggiore attenzione nell'analisi dei risultati delle regressioni, poiché l'interpretazione del significato delle stime ottenute può portare a risultati palesemente fuorvianti. Si consideri, ad esempio, la variabile indipendente costituita dal rendimento azionario misurato su un orizzonte biennale. La media, pari a 37,99%, è associata ad una deviazione standard molto elevata, pari a 124,88%. In studi riferiti ad altri paesi è frequente il ricorso a simulazioni in cui, una volta stimata la regressione, ci si chiede quale incremento di *turnover* sia provocato da rendimenti azionari molto negativi, pari, ad esempio, a due deviazioni standard sotto la media. Nel caso italiano non avrebbe però senso domandarsi l'effetto sulla rotazione determinato da un rendimento biennale che si collochi due deviazioni standard al di sotto della media, perché esso corrisponderebbe a un impossibile rendimento del -211%. Per questo motivo si è deciso di utilizzare come ulteriore misura della dispersione, denominata "*range*", la differenza tra la mediana e il limite definito dal 1° decile. Sul problema degli effetti dell'ampia dispersione e asimmetria delle variabili indipendenti considerate in questo lavoro si avrà comunque modo di tornare in seguito.

Tabella 7. Statistiche descrittive delle variabili utilizzate come variabili indipendenti nelle regressioni tra *turnover* e diverse variabili finanziarie.

SD corrisponde alla *standard deviation* osservata; “*Range*” indica la differenza tra il limite superiore del primo decile e la mediana

	Media	Mediana	SD	Range
REND	15.14%	2.05%	57.25%	38.83%
REND su due anni	37.99%	5.15%	124.88%	52.98%
ROE	3.71%	5.68%	15.62%	13.28%
Δ ROE su un anno	-1.07%	-0.19%	14.36%	9.23%
Δ ROE su due anni	-1.75%	-0.49%	16.51%	13.17%
Δ V (solo industriali)	13.95%	10.91%	41.88%	22.54%
D_LOSS (= 1 se il reddito è negativo)	9.75%			
B \bar{E} / ME	91.53%	69.07%	77.68%	45.03%
CF / ME (solo industriali)	4.40%	7.81%	126.60%	6.93%
SIZE	5.57	5.51	0.86	0.96
1 [^] AZ	52.81%	53.03%	17.73%	23.61%
D_FIN (= 1 se finanziaria)	13.90%			
D_OP (= 1 se operativa)	49.40%			
D_PUB (= 1 se pubblica)	12.64%			
S_FIN (solo industriali)	50.89%	49.83%	20.36%	33.70%

Si può ora esaminare la relazione tra il *turnover* degli amministratori e le diverse variabili esplicative, considerando in primo luogo i risultati delle regressioni univariate (tabelle 8 e 9). Già un rapido confronto tra i valori contenuti in tabella 8, relativi agli amministratori con delega, e quelli in tabella 9, ottenuti per tutti i consiglieri senza cariche esecutive, porta ad una rilevante conclusione, cioè che i coefficienti stimati e i livelli di significatività sono simili per le due categorie di amministratori. Questo risultato sembra contraddire l’ipotesi che, compatibilmente con quanto accade in altri paesi, vi sia una netta suddivisione tra i ruoli degli amministratori, secondo la quale i consiglieri “non operativi” svolgono un’attività di *monitoring* sugli *executives* e promuovono mutamenti nei ruoli di questi ultimi al manifestarsi di risultati insoddisfacenti. In Italia sembra piuttosto che entrambe le categorie di amministratori siano ritenute responsabili del risultato della gestione da parte degli azionisti²⁷. In effetti questo risultato potrebbe essere spiegato dalla presenza di un primo azionista con una percentuale di proprietà molto elevata che - dunque - è in grado di controllare con molta forza la gestione dell’impresa, esercitando una pressione sul *management* certamente superiore rispetto a quella possibile nelle *public companies* anglosassoni²⁸; in tale contesto, si può assumere che la funzione di *monitoring* venga svolta direttamente da tale azionista e sia meno importante la ripartizione di ruoli all’interno del C.d.A..

²⁷ Si può osservare, inoltre, che la sensibilità del *turnover* alla scarsa performance dell’impresa in alcuni casi sembra addirittura maggiore per i consiglieri senza cariche operative (si vedano, in particolare, i risultati ottenuti per il ROE).

²⁸ Kaplan ha osservato che il *turnover* è significativamente legato alla performance per gli amministratori delegati in Giappone e per il *Management Board* in Germania; questo risultato non è però confermato nel caso in cui l’analisi venga estesa a tutti i membri del *board* (Giappone) e al *Supervisory Board* (Germania).

Tabella 8. Risultati delle regressioni tra tasso di rotazione degli *executives* e le singole variabili esplicative.

I coefficienti sono stati ottenuti stimando $TO_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, con $TO_{i,t}$ il tasso di rotazione dell'anno per gli *executives* (numero uscite / numero totale), $X_{i,t}$ il valore assunto dalla variabile esplicativa X per l'impresa i nell'anno t . Si indica il coefficiente (β), la deviazione standard della stima (SD) e il corrispondente p-value; si indica inoltre l'incremento del tasso di rotazione (in termini assoluti e relativi al *turnover* medio) previsto per una variazione di performance pari a 2 deviazioni standard e pari a un "range".

Variabile Indipendente	β	SD	P-value	- 2 SD	- 2 SD	- 1 range	- 1 range
				$\Delta turnover$	$\Delta \% turn.$	$\Delta turnover$	$\Delta \% turn.$
REND ₀	0.000	0.007	0.991	0.01%	0.08%	0.00%	0.02%
REND ₋₁	-0.024	0.009	0.006	-2.68%	-15.45%	-0.94%	-5.24%
REND ₋₂	-0.016	0.009	0.076	-1.82%	-10.13%	-0.62%	-3.44%
REND ₋₃	-0.030	0.009	0.001	-3.38%	-19.55%	-1.22%	-6.80%
REND due anni (-2 e -1)	-0.013	0.004	0.002	-3.27%	-18.17%	-0.69%	-3.85%
ΔROE su un anno (-1,0)	-0.024	0.037	0.520	-0.69%	-3.92%	-0.22%	-1.23%
ΔROE su un anno (-2,-1)	-0.126	0.038	0.001	-3.60%	-20.56%	-1.04%	-5.79%
ΔROE su due anni (-2,0)	-0.081	0.035	0.019	-2.68%	-14.88%	-1.07%	-5.94%
ΔV (-1,0) (Solo industriali)	-0.009	0.021	0.647	-0.75%	-4.28%	-0.20%	-1.15%
ΔV (-2,-1) (Solo industr.)	-0.006	0.008	0.444	-0.50%	-2.86%	-0.14%	-0.77%
D_LOSS	0.034	0.016	0.030				
ROE ₀	-0.131	0.034	0.000	-4.07%	-22.78%	-1.74%	-9.68%
ROE ₋₁	-0.145	0.034	0.000	-4.46%	-25.28%	-1.72%	-9.58%
ROE ₋₂	-0.091	0.035	0.011	-2.74%	-15.43%	-1.12%	-6.21%
ROE ₋₃	-0.096	0.038	0.012	-2.99%	-15.74%	-1.18%	-6.21%
BE / ME	0.023	0.008	0.003	3.52%	19.58%	1.02%	5.68%
CF / ME (Solo industriali)	0.000	0.000	0.075	-2.40%	-13.35%	-0.07%	-0.37%
SIZE	0.011	0.006	0.067	1.95%	10.85%	1.08%	6.02%
1^ AZ	0.131	0.042	0.002	4.65%	25.83%	3.10%	17.20%
D_FIN	-0.003	0.012	0.801				
D_OP	-0.035	0.009	0.000				
D_PUB	0.022	0.012	0.067				
S_FIN (Solo industriali)	-0.053	0.022	0.019	-2.16%	-12.26%	-1.79%	-10.15%

Tuttavia, al fine di valutare l'efficienza di un sistema economico nell'esercitare la funzione di controllo e di corretta incentivazione dei manager, il problema fondamentale non consiste tanto nell'analisi degli strumenti con i quali si attua il controllo, quanto piuttosto nella verifica dell'intensità con cui esso viene effettivamente esercitato.

L'analisi delle tabelle 8 e 9 è in grado di fornire qualche indicazione su tale aspetto, soprattutto in un'ottica di confronto con i risultati della letteratura internazionale.

Tabella 9. Risultati delle regressioni tra tasso di rotazione dei consiglieri senza ruoli esecutivi e le singole variabili esplicative.

I coefficienti sono stati ottenuti stimando $TO_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, con $TO_{i,t}$ il tasso di rotazione dell'anno per i non-*executives* (numero uscite / numero totale), $X_{i,t}$ il valore assunto dalla variabile esplicativa X per l'impresa i nell'anno t . Si indica il coefficiente (β), la deviazione standard della stima (SD) e il corrispondente p-value; si indica inoltre l'incremento del tasso di rotazione (in termini assoluti e relativi al *turnover* medio) previsto per una variazione di performance pari a 2 deviazioni standard e pari a un "range".

Variabile Indipendente	β	SD	P-value	- 2 SD	- 2 SD	- 1 range	- 1 range
				$\Delta turnover$	$\Delta \% turn.$	$\Delta turnover$	$\Delta \% turn.$
REND ₀	-0.007	0.006	0.234	-0.98%	-4.93%	-0.28%	-1.39%
REND ₋₁	-0.031	0.008	0.000	-3.43%	-17.31%	-1.21%	-6.09%
REND ₋₂	-0.025	0.008	0.001	-2.85%	-14.35%	-0.97%	-4.89%
REND ₋₃	-0.032	0.008	0.000	-3.66%	-18.46%	-1.33%	-6.70%
REND due anni (-2 e -1)	-0.015	0.004	0.000	-3.72%	-18.76%	-0.79%	-3.98%
ΔROE su un anno (-1,0)	-0.081	0.032	0.011	-2.34%	-11.79%	-0.75%	-3.79%
ΔROE su un anno (-2,-1)	-0.065	0.032	0.043	-1.87%	-9.41%	-0.54%	-2.72%
ΔROE su due anni (-2,0)	-0.078	0.029	0.007	-2.57%	-12.94%	-1.02%	-5.16%
ΔV (-1,0) (Solo industriali)	-0.004	0.017	0.830	-0.34%	-1.68%	-0.09%	-0.45%
ΔV (-2,-1) (Solo industr.)	-0.001	0.007	0.880	-0.08%	-0.42%	-0.02%	-0.11%
D_LOSS	0.056	0.014	0.000				
ROE ₀	-0.208	0.029	0.000	-6.45%	-32.54%	-2.76%	-13.93%
ROE ₋₁	-0.183	0.029	0.000	-5.65%	-28.47%	-2.18%	-11.01%
ROE ₋₂	-0.226	0.030	0.000	-6.84%	-34.48%	-2.79%	-14.06%
ROE ₋₃	-0.241	0.061	0.000	-7.47%	-37.68%	-3.28%	-16.56%
BE / ME	0.029	0.006	0.000	4.52%	22.81%	1.31%	6.61%
CF / ME (Solo industriali)	-0.015	0.004	0.000	-3.82%	-19.28%	-0.10%	-0.53%
SIZE	0.000	0.005	0.964	0.04%	0.21%	0.02%	0.11%
1^ AZ	0.061	0.036	0.090	2.11%	10.66%	1.45%	7.31%
D_FIN	-0.008	0.010	0.398				
D_OP	-0.019	0.008	0.019				
D_PUB	0.020	0.011	0.062				
S_FIN (Solo industriali)	-0.056	0.019	0.004	-2.26%	-11.32%	-1.87%	-9.37%

Il primo dato che emerge con chiarezza è che quasi tutte le variabili utilizzate come *proxy* della performance dell'impresa sembrano statisticamente significative nella spiegazione del *turnover* del C.d.A.²⁹, un risultato che pare addirittura più netto di quelli evidenziati in molti studi riguardanti altri paesi³⁰. Anche in Italia, dunque, la performance dell'impresa costituisce una variabile rilevante per la probabilità di uscita dal Consiglio di Amministrazione. Si tratta di un risultato importante, in quanto permette di rifiutare l'ipotesi - a priori da includere tra quelle plausibili - che i manager delle imprese quotate alla Borsa Valori di Milano siano al riparo da qualsiasi pressione in caso di cattivi risultati gestionali, grazie alla loro vicinanza all'azionista di maggioranza.

In Italia, in effetti, gli amministratori delegati sono solitamente una diretta emanazione dell'azionista di maggioranza e, frequentemente, egli stesso siede personalmente in Consiglio; se ciò

²⁹ Fanno eccezione unicamente il rendimento di borsa nell'anno un cui si verifica il *turnover* e la variazione del ROE tra lo stesso anno di uscita dal C.d.A. e quello precedente.

³⁰ Come si vedrà in seguito, questa conclusione risulta rafforzata considerando le regressioni multivariate e la metodologia logit sui dati individuali.

portasse a una inamovibilità degli amministratori, si dovrebbe osservare – una volta esclusi i casi di trasferimento del controllo, come è stato fatto nel presente lavoro – che scarsi risultati non provocano un aumento del tasso di rotazione nel C.d.A.. Ciò è tuttavia falso, almeno da un punto di vista statistico: anche nelle società italiane i *top manager* sono soggetti a un certo livello di sanzione se il risultato gestionale è insoddisfacente. Si potrà poi discutere se tale evidenza sia da attribuire all'azione diretta e anticipatrice del *monitoring* esercitato dall'azionista di maggioranza, piuttosto che alla necessità di arrendersi alla disciplina imposta dalla competizione nel mercato dei prodotti o dalla pressione dei creditori; d'altra parte, anche con riguardo ad ogni altro paese è lecito chiedersi se la sostituzione dei *top manager* non possa essere dovuta a questi ultimi fattori, piuttosto che al buon funzionamento dei meccanismi istituzionali volti a contenere i costi d'agenzia in un ambiente di azionariato disperso.

Ai fini di una valutazione comparativa della relazione tra performance e *turnover* non sarebbe tuttavia adeguato utilizzare un criterio basato esclusivamente sul grado di significatività statistica; è altrettanto e forse più importante analizzare l'impatto della cattiva performance sulla probabilità di uscita dal Consiglio di Amministrazione, esaminando i risultati della regressione in termini di entità dei coefficienti stimati. Kaplan, ad esempio, propone di considerare l'incremento atteso della rotazione degli amministratori a seguito di un valore assunto dalle variabili esplicative inferiore di due deviazioni standard rispetto alla media. Spesso tale calcolo fa emergere un effetto "economicamente rilevante" in termini di probabilità di uscita dal Consiglio: per la Germania, ad esempio, la probabilità incondizionata di osservare un avvicendamento all'interno del *Board of Management* è del 9,9%, mentre le imprese che nei due anni precedenti hanno registrato un rendimento delle azioni inferiore di due deviazioni standard rispetto alla media hanno sperimentato una frequenza di avvicendamento più che raddoppiata (22,5%). In Giappone e negli Stati Uniti simili performance negative avrebbero determinato un incremento inferiore nel *turnover*, ma anche in questi due paesi l'effetto può essere considerato economicamente rilevante: la probabilità di uscita dal C.d.A., in caso di due anni di rendimenti azionari così negativi, è infatti pari, rispettivamente, al 20,2% e al 17%, con un incremento del 40% circa rispetto ai valori medi (14,3% e 12,4%).

Nel presente lavoro, seguire in modo automatico questo approccio sarebbe comunque non appropriato, data l'entità della dispersione e dell'asimmetria delle variabili esaminate; si è quindi tentato di elaborare una misura alternativa, definita "*range*", che corrisponde alla differenza tra la mediana e il valore che individua il decimo percentile³¹. Questa scelta può apparire ragionevole, in quanto sembra lecito attendersi che un risultato pari al 10% dei peggiori determini una maggiore probabilità di avvicendamento nel C.d.A. Essa pone tuttavia un serio problema di comparazione: se si considera l'incremento di rotazione associato a un cattivo risultato pari a quello misurato dal "*range*" e lo si confronta con quello associato in altri paesi a uno scostamento di due deviazioni standard, riportato in studi pubblicati, può darsi che in realtà si confronti un dato di "normale" cattiva performance in Italia con un dato di "estrema" cattiva performance all'estero, determinando così una distorsione a sfavore della significatività economica della relazione nel nostro paese³². Si ritiene

³¹ Si è già osservato che le variabili prese in esame sono spesso influenzate da alcune osservazioni estreme, che rendono la variazione individuata dal "*range*" alquanto meno drastica di quella individuata da due deviazioni standard. Ovviamente, il "*range*" non è utilizzabile nel caso di variabili *dummy*, che possono assumere solo il valore 0 oppure 1.

³² Per i rendimenti azionari calcolati su un orizzonte di due anni è possibile confrontare i risultati del nostro studio con quelli ottenuti in altri lavori. Per la Borsa Valori di Milano, la misura di scostamento negativo

opportuno, quindi, riportare nelle ultime colonne delle tabelle 8 e 9 l'incremento del tasso di uscita dal C.d.A. ($\Delta turnover$) e l'entità dell'incremento in rapporto al tasso medio di *turnover* ($\Delta \% turnover$) determinati da entrambe le misure di *underperformance*, cioè da uno scostamento negativo di due *standard deviation* e da uno scostamento negativo pari a un “*range*”³³.

Dopo questa lunga premessa, si può passare a commentare quale sia l'intensità della relazione tra risultati d'impresa e rotazione degli amministratori in Italia. Si può subito affermare che l'effetto determinato da una cattiva performance sul *turnover* del Consiglio di Amministrazione è relativamente debole: considerando una performance inferiore di due deviazioni standard rispetto alla media, il *turnover* passa dal 20% circa al 23-25%, a seconda della misura di performance presa in esame, mentre in altri paesi è frequente ottenere un incremento del tasso di rotazione dal 10% circa al 15-20%. L'unica variabile che determina un incremento di *turnover* comparabile a quello che si riscontra in altri paesi sembra essere il valore assoluto del ROE. Si osserva inoltre che se si utilizza come misura della cattiva performance il “*range*”, l'effetto sul *turnover* sembra quasi trascurabile; sembra quindi che solo variazioni estreme di performance possano determinare effetti apprezzabili sulla probabilità di rotazione del C.d.A.

Più in dettaglio, si può evidenziare che:

- i rendimenti di mercato misurati sui due anni precedenti sembrano determinare un effetto rilevante se si considera uno scarto di 2 *standard deviation* dalla media; tuttavia la grande variabilità di tali rendimenti rende questa misura performance inaccettabile. Se si considera la variazione definita dal “*range*”, l'effetto economico sembra quasi trascurabile;
- nell'anno in cui si verifica il *turnover*, i rendimenti di mercato non sembrano influire sulla rotazione del C.d.A., contrariamente a quanto si rileva per il ROE. Questo risultato è spiegabile considerando il carattere “previsionale” dei rendimenti di mercato;
- la rotazione del C.d.A. sembra significativamente influenzata da performance negative che si verificano sino a tre anni prima del *turnover*; ciò vale sia per la redditività contabile, sia per i rendimenti di mercato. Una possibile interpretazione di questo risultato può essere legata alla tendenza a far coincidere il *turnover* con la scadenza naturale del mandato del Consiglio³⁴;

definita “*range*” è pari al -53%, un dato che pare simile a quello, osservato per altri paesi, definito da due deviazioni standard: in Germania il rendimento negativo implicito in questa misura di variazione è -53%, in Giappone -40%, negli Stati Uniti -49%. Tuttavia, non è detto che simili valori assoluti abbiano lo stesso significato, dato che in Italia il rendimento negativo implicito nel *range* potrebbe individuare una cattiva performance meno estrema rispetto a simili rendimenti osservato per altri paesi.

³³ Oltre alle variabili riportate nelle tabelle 8 e 9, sono stati calcolati anche degli indicatori “relativi” di performance, ottenuti trasformando, anno per anno, i valori assoluti dei valori contabili o di mercato nei rispettivi decili di appartenenza. In questo modo si procede a verificare la relazione tra la rotazione degli amministratori e la “posizione” ricoperta dall'impresa nella classifica della performance di ogni singolo anno. Si tratta di un dato di evidente interesse: un rendimento dei titoli azionari di -48% può essere un risultato normale per un mercato “orso”, ma un risultato molto deludente in un anno di borsa “toro”. Per ragioni di sintesi non si riportano in dettaglio i risultati ottenuti per queste variabili; si osserva, tuttavia, che la loro significatività economica – misurata dall'incremento atteso del *turnover*, rispetto alla media, ottenuto per una società che si colloca nel primo decile – è diversa a seconda della misura di performance utilizzata: per il ROE la relazione con la rotazione del C.d.A. pare più intensa rispetto a quanto rilevato per il “*range*” nelle tabelle 8 e 9, pur restando inferiore rispetto a quanto si riscontra per altri paesi; se si considerano invece i rendimenti di mercato, una misura di performance relativa non sembra spiegare il *turnover* del C.d.A. con maggiore accuratezza rispetto ai valori assoluti. Data la finalità essenzialmente comparativa del presente lavoro, non si ritiene utile riportare i risultati ottenuti per queste variabili, in quanto non sono state utilizzate nella letteratura internazionale.

³⁴ I risultati ottenuti nel paragrafo successivo possono fornire un'evidenza a favore di questa ipotesi.

- la variazione del ROE su un arco temporale di due anni risulta meno significativa rispetto a quanto evidenziato per altri paesi; ugualmente, la variabile dummy legata alla presenza di perdite di esercizio determina un incremento del *turnover* del 4% circa, un valore che corrisponde a circa la metà dell'incremento risultante a Kaplan per Germania, Giappone e Stati Uniti³⁵;
- i risultati appena esposti appaiono molto più deboli di quelli ottenuti considerando il valore assoluto del ROE; in Italia sembra quindi che sia l'entità della redditività contabile ottenuta dagli azionisti – e non la sua variazione – a influenzare la rotazione del C.d.A.;
- la variazione delle vendite pare correlata negativamente con la rotazione del Consiglio; tuttavia il coefficiente stimato non è mai statisticamente significativo e il suo effetto “economico” pare trascurabile;
- considerando i due indicatori di performance che associano valori contabili a valori di mercato (BE / ME e CF / ME) si è riscontrata una relazione significativa con il *turnover*, ma di dimensione inferiore rispetto al ROE. Pare dunque che la variabilità dei valori di mercato contribuisca a rendere meno chiara la relazione tra performance e avvicendamento nel Consiglio di Amministrazione;
- limitatamente alle imprese industriali, si è rilevato che una struttura finanziaria caratterizzata da un minore debito (cioè, con elevati valori della variabile S_FIN) riduce in modo statisticamente significativo la frequenza della rotazione del C.d.A.; questo risultato è compatibile con le attese, dato che un maggiore indebitamento dovrebbe portare – a parità di condizioni – alla ricerca di una soluzione più rapida alla crisi e quindi ad una maggiore frequenza nella rotazione del Consiglio.

È poi interessante considerare i risultati ottenuti mettendo in relazione il *turnover* con le variabili non direttamente indicative della performance dell'impresa. Tranne la dimensione e la dummy D_FIN, indicativa delle banche e delle assicurazioni, tutte le variabili appaiono significativamente legate al tasso di rotazione del Consiglio³⁶. In particolare, il *turnover* sembra crescere - a parità di altre condizioni - al crescere della partecipazione detenuta dal primo azionista; esso sembra inoltre inferiore per le società operative e superiore per società a controllo pubblico. Ripartendo il campione in sottoperiodi, inoltre, si rileva un incremento del tasso di rotazione nell'ultimo decennio e, in particolare, negli ultimi cinque anni esaminati, a conferma del fatto in questo ultimo periodo parrebbero essersi determinate alcune evoluzioni di carattere generale negli assetti dei C.d.A. (si veda quanto già osservato a proposito della diminuzione di numerosità degli amministratori).

Questi risultati forniscono alcune indicazioni sul possibile effetto della struttura proprietaria o dell'attività svolta dall'impresa nel determinare il *turnover* del Consiglio di Amministrazione; è possibile, tuttavia, che queste ultime variabili risultino significative in quanto *proxy* di altri indicatori e, in particolare, di quelli legati alla performance dell'impresa. Anche per questa ragione è quindi importante stimare delle regressioni multiple, che permettano di indagare l'effetto congiunto delle variabili prese in esame sulla rotazione nel C.d.A.

Alcune analisi preliminari, non riportate in tabella 10, hanno evidenziato il ruolo prioritario del ROE rispetto alle altre misure di performance: se si utilizzano congiuntamente più variabili indicative

³⁵ È interessante rilevare che la probabilità di osservare un risultato netto negativo sembra praticamente costante per i quattro paesi esaminati. In Italia la frequenza delle perdite di bilancio è pari al 9.75%, un valore molto prossimo all'8.3% della Germania, all'8.8% del Giappone e al 10.6% degli Stati Uniti.

³⁶ Per la variabile SIZE, il risultato è prossimo al livello di significatività statistica per gli *executives*.

della performance dell'impresa, la presenza del ROE determina di solito la perdita di significatività dei rendimenti azionari³⁷. Ugualmente non significativa, se considerata congiuntamente al ROE, risulta la dummy D_LOSS, legata alla presenza di una perdita netta di esercizio.

Si è comunque deciso di considerare – in diverse regressioni multiple – più misure di performance³⁸, in modo da ottenere un'evidenza più solida sul ruolo esercitato dalle altre variabili esplicative sul tasso di *turnover*. La scelta è caduta su ROE₀, REND₋₁ e BE / ME, nell'intento di prendere in esame indicatori di performance calcolati in modo sufficientemente differenziato.

Come si può osservare in tabella 10, una variabile che resta chiaramente significativa è l'entità della partecipazione detenuta dall'azionista di maggioranza: compatibilmente con i risultati indicati in precedenza, si rileva che un'alta percentuale del capitale sociale detenuta dal maggiore azionista implica una maggiore frequenza di avvicendamento nel Consiglio di Amministrazione, anche dopo aver tenuto in considerazione la performance dell'impresa. Si osserva, inoltre, che l'effetto sul *turnover* degli amministratori con cariche esecutive è decisamente più netto³⁹.

Questo risultato rende particolarmente interessante l'analisi di una eventuale associazione tra performance e concentrazione dell'azionariato nel determinare congiuntamente il tasso di rotazione del C.d.A. Si potrebbe ipotizzare, ad esempio, che una struttura proprietaria altamente concentrata determini l'incentivo ad effettuare un *monitoring* più incisivo sulla gestione e, quindi, si associ ad una più intensa relazione tra risultati d'impresa ed avvicendamenti nel C.d.A.; un risultato contrario sarebbe invece compatibile con l'idea che i problemi di agenzia creati da forti azionisti di maggioranza siano maggiori di quelli creati da un azionariato disperso, così da favorire la permanenza di amministratori supportati dall'azionista di maggioranza a dispetto di risultati deludenti. Per verificare questo aspetto, sono state stimate regressioni multiple che includono una variabile indipendente aggiuntiva, volta a individuare la presenza di un'interazione tra performance e concentrazione dell'azionariato (indicata in tabella 10 come Perf * 1^AZ).

I risultati ottenuti non sembrano deporre né a favore della tesi di una maggiore reattività alla performance da parte delle imprese con una struttura proprietaria concentrata, né a favore dell'idea di un *monitoring* più incisivo nel caso di proprietà più diffusa; i coefficienti stimati non risultano mai significativamente diversi da zero, dunque non sembra sussistere una chiara interazione tra struttura proprietaria e sensibilità alla performance. In altri termini, una quota maggiore detenuta dal primo azionista determina un maggiore *turnover* nel CDA, ma in modo indipendente dai risultati dell'impresa⁴⁰.

³⁷ Unica eccezione è il rendimento di mercato dell'anno “-3”, che mantiene per gli *executives* un potere esplicativo prossimo ai livelli di significatività statistica.

³⁸ Data la correlazione tra le diverse variabili utilizzate, l'inserimento congiunto in una stessa regressione avrebbe potuto determinare rilevanti difficoltà di interpretazione dei risultati.

³⁹ Il valore mediano della quota detenuta dal maggiore azionista risulta nel nostro campione pari a 53%; da quanto esposto in tabella 8 si osserva che a un incremento di tale quota all'80% si associa un aumento del tasso di rotazione dal 20% al 24% circa, il che costituisce un effetto non trascurabile, soprattutto se comparato con quello esercitato da altre variabili.

⁴⁰ Per verificare tale conclusione sono state stimate altre regressioni, nelle quali la quota di proprietà detenuta dal maggiore azionista è stata trasformata in una variabile dummy che assume valore pari a 1 se la quota stessa risulta maggiore di una soglia predeterminata, altrimenti assume valore 0 (per definire la variabile dummy, la quota di capitale detenuta dal singolo maggiore azionista è stata fissata pari a 35%, 51% e 65%). Per ragioni di sintesi non vengono riportati i risultati ottenuti, che confermano comunque le conclusioni proposte nel testo.

Tabella 10. Risultati delle regressioni multivariate tra tasso di rotazione del C.d.A. e alcune variabili esplicative

Sono indicati i coefficienti angolari (β) relativi alla regressione $TO_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, con $TO_{i,t}$ il tasso di rotazione dell'anno t per l'impresa i e $X_{i,t}$ il valore assunto dalla matrice delle variabili esplicative X . La variabile indicativa della performance dell'impresa è indicata nelle righe da "Perform" ed assume il significato di volta in volta specificato nell'intestazione delle colonne (Rend₋₁, BE / ME, ROE₀).

Variabile	Tutti i componenti			Executives			Non Executives		
	Rend ₋₁	BE/ME	ROE ₀	Rend ₋₁	BE/ME	ROE ₀	Rend ₋₁	BE/ME	ROE ₀
Perform.	-0.021 ^o	0.020 ^o	-0.191**	-0.017	0.001	-0.157**	-0.022	0.028*	-0.243**
1^AZ	0.072*	0.099**	0.111**	0.138**	0.187**	0.191**	0.067 ^o	0.080*	0.090**
Perform.	-0.018	0.046	-0.061	0.039	0.048	0.046	-0.031	0.066	-0.063
1^AZ	0.073*	0.138*	0.116**	0.151**	0.260**	0.200**	0.065 ^o	0.137*	0.098**
Perf*1^AZ	-0.000	-0.046	-0.251	-0.002	-0.087	-0.456	0.001	-0.067	-0.355
Perform.	-0.026**	0.026**	-0.181**	-0.033**	0.024**	-0.141**	-0.031**	0.029**	-0.213**
D_FIN	0.011	0.010	0.022*	0.020	0.022	0.025 ^o	0.006	0.001	0.020 ^o
Perform.	-0.027**	0.024**	-0.157**	-0.031**	0.021**	-0.113**	-0.034**	0.028**	-0.188**
D_FIN	0.011	0.000	0.036**	0.022 ^o	0.005	0.041**	0.004	-0.005	0.034**
Perf*D_FIN	0.000	0.013	-0.210**	-0.013	0.021	-0.250*	0.014	0.007	-0.214*
Perform.	-0.028**	0.022**	-0.172**	-0.034**	0.021**	-0.132**	-0.032**	0.027**	-0.205**
D_PUB	0.044**	0.036**	0.033**	0.041**	0.025*	0.025**	0.041**	0.035**	0.031**
Perform.	-0.028**	0.027**	-0.204**	-0.035**	0.032**	-0.147**	-0.034**	0.027**	-0.243**
D_PUB	0.043**	0.051**	0.029**	0.041**	0.063**	0.025*	0.057**	0.037**	0.027*
Perf*D_PUB	0.002	-0.014	0.127*	0.002	-0.037*	0.056	-0.002	0.000	0.152*

** (*) [^o] significativo al livello di confidenza dell'1%, (5%), [10%].

Per quanto riguarda la variabile D_FIN, che identifica l'appartenenza al settore finanziario, si è osservato che le società bancarie e finanziarie sono caratterizzate sia da un maggiore *turnover*, sia da una maggiore sensibilità alla performance contabile⁴¹. Questo risultato, che sembrerebbe deporre a favore di un buon funzionamento del C.d.A. per queste imprese, è diametralmente opposto a quanto rilevato per le società a controllo pubblico: in questo caso, la relazione tra *turnover* e risultati gestionali sembra meno intensa⁴². Nonostante ciò, è interessante osservare che per le imprese pubbliche il tasso di rotazione è sempre significativamente più elevato: in modo del tutto indipendente dalla performance, in ogni regressione stimata il tasso di *turnover* risulta superiore rispetto alle imprese private da un minimo del 2.5% ad un massimo del 6.3%. Questo risultato può ragionevolmente essere interpretato come l'effetto dell'influenza politica sulla composizione del C.d.A.

Vale la pena infine evidenziare alcuni altri risultati, che per ragioni di sintesi non sono inseriti in tabella 10:

⁴¹ Il coefficiente negativo stimato per la variabile calcolata come interazione tra la dummy e la performance contabile (D_FIN * ROE), evidenzia una maggiore sensibilità per le imprese del settore finanziario al risultato dell'impresa. Utilizzando le due misure di performance basate sui dati di mercato, tuttavia, i risultati non risultano statisticamente significativi, probabilmente a causa della maggiore variabilità connessa ai rendimenti di borsa.

⁴² In questo caso, il coefficiente stimato per la variabile calcolata come interazione tra la dummy e la performance presenta sempre un segno opposto rispetto alla misura di performance utilizzata; la sensibilità del turnover delle imprese pubbliche al risultato dell'impresa risulta quindi attenuata rispetto alle società private.

- 1) la dimensione dell'impresa non sembra esercitare un effetto rilevante sulla rotazione del Consiglio; l'unico risultato statisticamente significativo consiste in un incremento del *turnover* degli amministratori con cariche esecutive all'aumentare delle dimensione (l'incremento stimato è dell'1,5% circa a seguito di una dimensione 10 volte superiore ($\Delta \text{Log}(\text{SIZE}) = 1$);
- 2) come si è visto in precedenza, la dummy D_OP – che identifica le imprese operative – se esaminata singolarmente è associata ad un minore *turnover*; se si considera ora la sua interazione con il ROE, anche la sensibilità del *turnover* alla performance risulta inferiore alla media⁴³;
- 3) la dummy temporale D_TIME non evidenzia, tra il primo e il secondo decennio, variazioni di rilievo nell'intensità della rotazione del Consiglio e nella relazione tra *turnover* e performance.

In sintesi, i risultati esposti in questo paragrafo permettono di concludere che anche in Italia il *turnover* del Consiglio di Amministrazione è significativamente legato alla performance; tuttavia, alla luce di quanto è documentato per altri paesi, l'intensità di questa relazione - la quale altro non è che l'incremento della probabilità di avvicendamento degli amministratori legato a risultati d'impresa insoddisfacenti - non può essere definita elevata. Risulta spontaneo tentare di interpretare questo dato alla luce delle caratteristiche peculiari della situazione italiana; tra esse emerge soprattutto la presenza di una struttura proprietaria molto concentrata e l'incidenza significativa delle imprese a controllo pubblico.

Per quanto riguarda il secondo aspetto, in precedenza si è rilevato che le imprese pubbliche sono caratterizzate da una relazione tra *turnover* e performance decisamente meno intensa⁴⁴, pur distinguendosi per un tasso di avvicendamento dei Consiglieri particolarmente elevato; potrebbe quindi sorgere il dubbio che i risultati ottenuti siano influenzati in modo sostanziale da questa particolare tipologia di impresa. In effetti, l'esclusione delle imprese pubbliche ha portato ad un incremento non trascurabile della rotazione del C.d.A.: considerando la variabile ROE₀, ad esempio, l'incremento del tasso di rotazione spiegato da una variazione del ROE pari a 2 deviazioni standard risulta ora del 6.4% per tutto il consiglio e pari a 7.6% per gli amministratori senza cariche esecutive⁴⁵.

Non sembra, inoltre, che la presenza delle imprese pubbliche spieghi la relazione tra *turnover* e la struttura proprietaria; considerando solo le società private l'effetto economico della variabile 1^AZ sembra in effetti anche in questo caso decisamente più intenso⁴⁶.

Nonostante questo risultato, i dati non permettono di esprimere un chiaro giudizio sull'effetto esercitato dalla struttura proprietaria: non si è osservata, infatti, una relazione statisticamente significativa tra la quota di capitale detenuta dal primo azionista e l'impatto della performance sulla rotazione del C.d.A.. In altri termini, un azionariato molto concentrato determina un maggior *turnover*, ma tale maggior *turnover* non risulta legato ai risultati dell'impresa.

⁴³ Questo risultato appare inoltre compatibile con quanto evidenziato precedentemente per le imprese finanziarie (D_FIN), data la correlazione negativa, pari a -0.42, che lega le due variabili.

⁴⁴ Cfr. tabella 10. Si è inoltre verificato, considerando esclusivamente le imprese pubbliche, che nessuna variabile indicativa della performance dell'impresa è stata in grado di spiegare il *turnover* del C.d.A. al livello di confidenza del 5%.

⁴⁵ Anche per le misure di performance legate i valori di mercato si riscontra, in generale, una migliore capacità di spiegare la rotazione del C.d.A.; tuttavia l'impatto economico non risulta mai superiore a circa la metà dell'effetto stimato per la redditività contabile.

⁴⁶ Per gli amministratori con cariche esecutive, un incremento della percentuale detenuta dal primo azionista pari a 2 deviazioni standard incrementa il turnover del 7.3% (del 3.8% per gli amministratori senza cariche esecutive). Nel caso delle imprese pubbliche, la variabile 1^AZ non risulta mai significativamente correlata con il *turnover*.

Bisogna rilevare, comunque, che le caratteristiche delle società che compongono il campione preso in esame non permettono di valutare con chiarezza l'effetto della struttura proprietaria sulla relazione tra rotazione del C.d.A. e performance: nel periodo considerato, anche le società con una quota detenuta dal primo azionista relativamente ridotta risultano in effetti caratterizzate da una concentrazione proprietaria decisamente maggiore rispetto a quella che si riscontra normalmente in società americane o anche in quelle tedesche. Questo fatto può rendere non sorprendente il fatto che nel nostro paese la variazione della quota del primo azionista risulti poco legata a variazioni nelle modalità di governo societario: il forte controllo che esiste per quasi tutte le società quotate italiane potrebbe "oscurare" tale relazione, poiché – indipendentemente dalla specifica struttura azionaria di ciascuna società italiana – il ruolo del C.d.A. rimarrebbe comunque molto diverso rispetto a quello ricoperto nelle *public companies*⁴⁷. In ultima analisi, quindi, l'effetto esercitato nel nostro paese dalla presenza di forti azionisti di maggioranza sui meccanismi di governo dell'impresa resta un punto su cui l'evidenza empirica presentata in questa ricerca non fornisce una risposta compiuta.

8. I risultati dell'analisi di regressione con modello logit

L'analisi effettuata con la metodologia logit ha in questo studio un duplice obiettivo, cioè controllare l'accuratezza dei risultati delle regressioni stimate con il metodo dei minimi quadrati e, soprattutto, modellare con maggior precisione la probabilità di rotazione del singolo amministratore⁴⁸.

In primo luogo, si è verificata la possibilità di individuare alcune variabili, utili al fine di discriminare tra rotazioni "disciplinari" e "ordinarie". Vi sono motivazioni alla base delle dimissioni di un amministratore, come l'età avanzata o una malattia, del tutto indipendenti dai risultati d'impresa; se fosse possibile eliminare questi casi, si potrebbe quindi verificare più chiaramente l'intensità della relazione tra performance e sostituzioni con finalità "disciplinari".

Negli studi svolti con riferimento a Stati Uniti e Francia, l'età del CEO (o PDG) è solitamente utilizzata a questo scopo. L'analisi delle probabilità di uscita rivela infatti un forte picco di dimissioni intorno all'età di 65 anni, che in quei paesi è la normale età di pensionamento dei manager; quindi normalmente si ipotizza che da quell'età in poi le dimissioni siano di tipo "ordinario"⁴⁹. Per l'Italia si è però osservato un quadro molto diverso: come mostra la figura 1, la probabilità di uscita tende a crescere, come è ovvio, all'aumentare dell'età; tuttavia, per ogni tipologia di carica non si manifesta un evidente picco di probabilità di uscita dal Consiglio intorno ad una particolare età. Si noti che anche questo dato sembra confermare l'ipotesi che in Italia la qualifica di amministratore spesso non si accompagna a quella di manager: nella misura in cui la posizione di amministratore è ricoperta direttamente da un azionista con una partecipazione rilevante o da un suo fiduciario, è da attendersi che non esista una soglia di età al raggiungimento della quale normalmente si verifichi la dimissione dal Consiglio⁵⁰.

⁴⁷ Si rammenti che l'aumento di contendibilità del controllo delle società quotate, determinato in gran parte dalle privatizzazioni, ha iniziato a divenire rilevante in anni successivi a quelli qui considerati.

⁴⁸ Anche per le elaborazioni presentate in questo paragrafo si è provveduto all'esclusione delle osservazioni collocate temporalmente nell'intorno di un cambiamento di controllo azionario.

⁴⁹ In Francia, Pigè (1996) trova elevate probabilità di *turnover* subito dopo i 60 e i 65 anni. Negli Stati Uniti Kaplan (1994^a) riscontra una probabilità del 40% che un CEO esca dal *board* al compimento dei 65 anni.

⁵⁰ È opportuno notare che l'assenza di un chiaro riferimento ad un'età normale di dimissioni accomuna, anche se per ragioni differenti, la situazione italiana a quella giapponese (si veda Kaplan, 1994^a, p. 523).

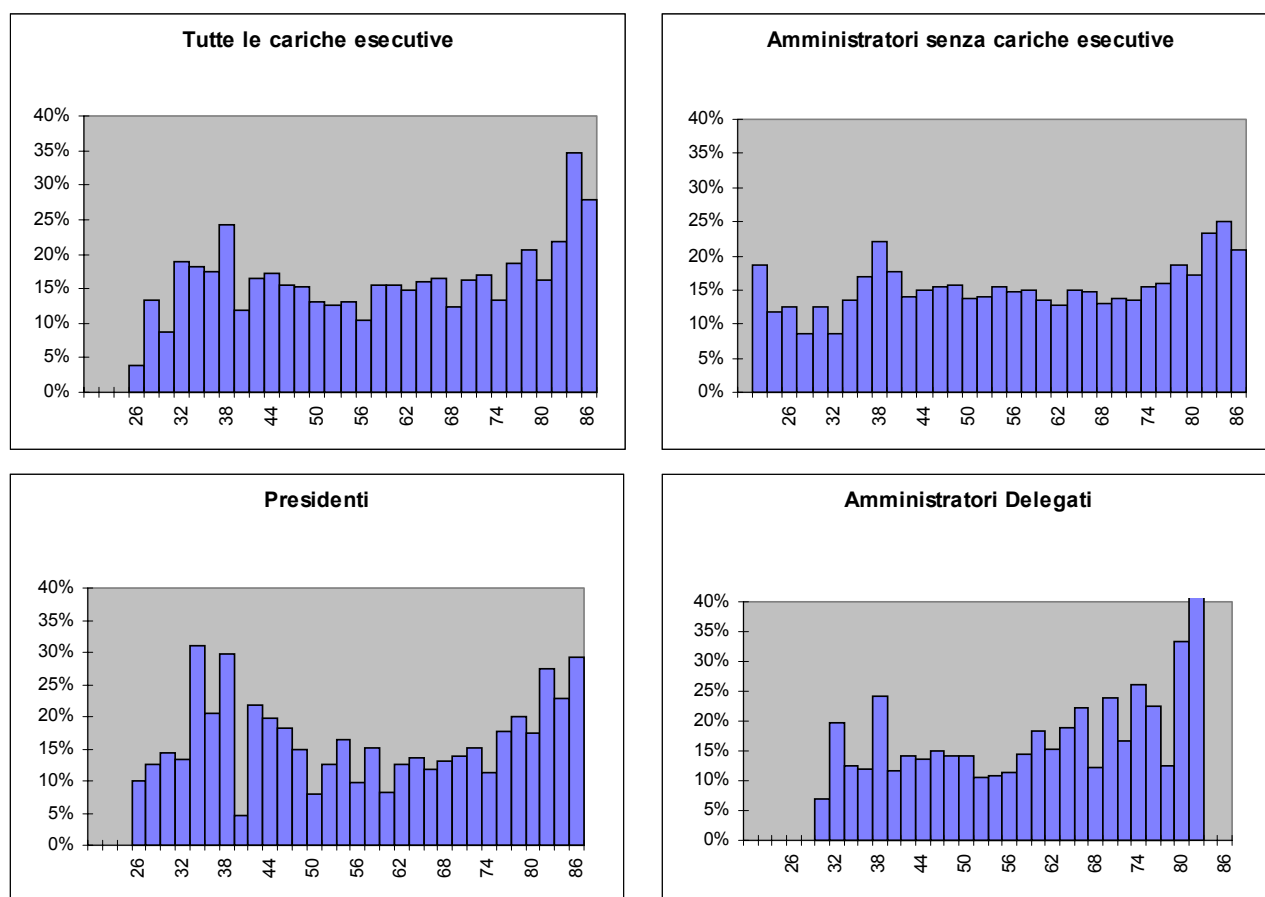
La tabella 11 illustra la relazione tra età e rotazione degli amministratori. Come si può notare, la variabile dummy D_AGE (che assume un valore pari ad 1 se l'età è superiore a 65 anni, 0 negli altri casi) è sempre significativamente correlata al *turnover*; tuttavia il termine di interazione tra D_AGE e ROE₀ non risulta statisticamente significativo, evidenziando – in modo un po' sorprendente – che la cattiva performance ha effetti sul *turnover* non differenziati per le diverse classi di età⁵¹.

Tabella 11: Probabilità di *turnover*, redditività e età dei componenti del Consiglio di Amministrazione: risultati delle regressioni logit

	ROE ₀		D_AGE		n.oss.	uscite
	coeff.	p-value	coeff.	p-value		
Tutti	-1.409	0.000	0.007	0.000	20326	2388
Solo <i>Executives</i>	-1.321	0.000	0.010	0.021	5298	613
Solo non <i>Executives</i>	-1.439	0.000	0.006	0.002	15028	1775

Figura 1: La relazione tra frequenza dell'uscita dal Consiglio di Amministrazione ed età

I valori sono ottenuti calcolando, per ogni età, il rapporto tra il numero di uscite dal Consiglio di Amministrazione e il numero totale di cariche osservate.



⁵¹ Lo stesso risultato si è riscontrato definendo in modo diverso la variabile dummy, calcolandola cioè relativamente alle età pari a 70 e 75 anni.

Si è poi tentato di verificare se alcuni tipi di rotazione all'interno del Consiglio potessero essere interpretati in termini "disciplinari". I risultati esposti in tabella 12 evidenziano che di solito non si riscontra una relazione statisticamente significativa tra la performance e gli avvicendamenti tra diverse tipologie di cariche; l'unica eccezione riguarda il passaggio da AD e VP, per il quale si ha una relazione negativa e significativa (questo evento potrebbe dunque essere interpretato come la rimozione di un AD giudicato non adeguato)⁵².

Complessivamente i risultati ottenuti hanno comunque suggerito, per le analisi seguenti, di non considerare le rotazioni relative ai mutamenti di carica, ma solo le uscite dal Consiglio; si ritiene infatti che l'abbandono di ogni ruolo all'interno del C.d.A. possa essere più facilmente legato alla performance dell'impresa.

Tabella 12: La probabilità di cambiamento di ruolo all'interno dello stesso CdA: risultati delle regressioni logit.

La variabile dummy D_AGE assume il valore 1 se l'età è maggiore di 65 anni, 0 altrimenti. "Executive" si riferisce ad ogni *executive director* (riassume quindi le cariche di Presidente, Vicepresidente e Amministratore Delegato)

Tipo di <i>turnover</i>	ROE ₀		D AGE		n.oss.	eventi
	coeff.	p-value	coeff.	p-value		
Consigliere -> <i>Executive</i>	-0.105	0.848	0.191	0.317	15028	139
VP -> P	2.007	0.387	0.364	0.453	1726	18
AD -> P	2.830	0.120	0.990	0.037	1845	25
AD -> VP	-2.186	0.000	-0.034	0.948	1845	45

Un altro punto su cui si è indagato, nel tentativo di fare emergere i casi di rotazione più probabilmente "disciplinari", è quello riguardante la relazione tra il numero di anni in cui si ricopre una particolare carica e la frequenza di rotazione. È ragionevole che la probabilità di uscita dal C.d.A. sia positivamente correlata con il numero di anni trascorsi nel Consiglio; è tuttavia interessante rilevare se la relazione tra rotazione e performance sia significativamente diversa in funzione del periodo di permanenza in carica.

A questo proposito si sono ottenute evidenze che paiono in linea con i risultati di studi effettuati in altri paesi⁵³. In primo luogo, si è riscontrato che nei primi due anni di carica la rotazione, come è logico, è più moderata, ed anche che la relazione tra rotazione e performance appare significativamente più debole (tabella 13, sez. a). Come era logico attendersi, questo dato conferma che una cattiva performance non viene immediatamente imputata ad un amministratore appena entrato in carica; bisogna comunque notare che il risultato si manifesta solo per gli amministratori non dotati di speciali cariche, mentre per gli amministratori delegati non appare possibile affermare che l'effetto del ROE sulle probabilità di uscita sia meno intenso nei primi due anni.

Negli Stati Uniti, inoltre, si verifica che la relazione tra *turnover* e performance è più debole per i casi di maggiore durata in carica dei CEO; ciò sembra suggerire che, una volta ottenuta un'ottima reputazione, egli può riuscire ad opporsi alla propria rimozione anche in presenza di risultati d'impresa non soddisfacenti. Le regressioni stimate per verificare questo effetto hanno evidenziato

⁵² È interessante inoltre segnalare che da questa analisi emerge una chiara relazione tra età e il passaggio da Amministratore Delegato a Presidente.

⁵³ Cfr. in particolare, Kim (1996) e Kang e Shivdasani (1995).

coefficienti dal segno in linea con quanto osservato negli Stati Uniti, ma statisticamente non significativi (tabella 13, sez. b). Solo quando si considerano congiuntamente le interazioni tra le due variabili dummy e la performance (quella riguardante le durate brevi e quella riguardante le durate lunghe), si nota una riduzione statisticamente significativa nell'intensità della relazione tra il ROE e il *turnover*, oltre che per le durate brevi, anche per le durate lunghe. Anche in questo caso l'evidenza è da ascrivere soprattutto a quanto si verifica per gli amministratori senza incarichi speciali (tabella 13, sez. c). A chi scrive pare lecito supporre che in Italia il risultato riguardante le permanenze di lungo periodo nel C.d.A. sia da ascrivere più alla possibile vicinanza di singoli amministratori ad azionisti forti, che a fenomeni di reputazione, quali quelli che si ritiene si verifichino negli Stati Uniti.

Tabella 13: Probabilità di *turnover* e tempo di permanenza in carica nel Consiglio di Amministrazione: risultati delle regressioni logit.

La variabile dummy D_APP assume il valore 1 se la persona è stata nominata da meno di 2 anni, 0 altrimenti; D_LONG assume il valore 1 se la persona è nel C.d.A. (anche se in una diversa carica) da più di 5 anni, altrimenti 0. Nel caso in cui la nuova nomina non può essere esattamente determinata, dato che la persona era già nel Consiglio quando la società entra a far parte del campione, questo valore è stato considerato mancante per la variabile D_APP; in questi casi, tuttavia, abbiamo calcolato D_LONG = 1 se la persona permane nel Consiglio da almeno 5 anni.

Sezione a

	ROE ₀		D_AGE		D_APP		ROE * D_APP		n.oss.	<i>turnover</i>
	coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value		
Tutti	-1.695	0.000	0.076	0.283	-0.836	0.000	0.608	0.050	10777	1549
<i>Executives</i>	-1.313	0.000	0.171	0.247	-0.775	0.000	-0.084	0.905	2375	349
Non Exec.	-1.829	0.000	0.043	0.592	-0.858	0.000	0.802	0.020	8402	1200

Sezione b

	ROE ₀		D_AGE		D_LONG		ROE * D_LONG		n.oss.	<i>turnover</i>
	coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value		
Tutti	-1.549	0.000	0.220	0.001	-0.043	0.402	0.127	0.641	15452	1921
<i>Executives</i>	-1.787	0.000	0.298	0.009	-0.139	0.183	0.302	0.590	3783	453
Non Exec.	-1.499	0.000	0.194	0.004	-0.006	0.914	0.085	0.785	11669	1468

Sezione c

	ROE ₀		D_AGE		ROE * D_APP		ROE * D_LONG		n.oss.	<i>turnover</i>
	coeff.	p-value	Coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value		
Tutti	-2.059	0.000	0.217	0.001	0.826	0.013	0.884	0.021	10777	1549
<i>Executives</i>	-2.077	0.000	0.247	0.091	0.474	0.533	1.522	0.590	2375	349
Non Exec.	-2.056	0.000	0.206	0.009	0.893	0.016	0.650	0.140	8402	1200

Dopo avere svolto queste analisi si è passati ad effettuare una serie di regressioni logit, strettamente comparabili a quelle presentate nel precedente paragrafo 7. I risultati che si ottengono relativamente alla relazione tra *turnover* e risultati d'impresa sono del tutto in linea con quanto viene

evidenziato dall'analisi OLS; in particolare, le variabili rappresentative della performance che risultano maggiormente collegate alla rotazione sono le medesime⁵⁴.

Utilizzando una procedura di tipo *stepwise* si è quindi tentato di identificare l'insieme di variabili maggiormente esplicative della probabilità di uscita dal Consiglio di Amministrazione. Il modello stimato evidenzia che il ROE relativo all'anno precedente la rotazione è la variabile finanziaria più importante; i rendimenti di mercato entrano solo relativamente al terzo anno precedente la rotazione, coerentemente con l'ipotesi che i rendimenti di mercato anticipino i risultati contabili. D_APP, la variabile dummy espressiva di incarichi recenti, è la seconda variabile in ordine di importanza; si conferma poi la rilevanza della quota detenuta dal primo azionista, che risulta positivamente correlata con la probabilità di rotazione.

Nel tentativo di fornire una valutazione pratica delle implicazioni dei risultati ottenuti sulla probabilità di *turnover*, si è stimato l'effetto determinato dal cambiamento di ciascuna variabile dal suo valore mediano ad un valore pari al decimo percentile, mantenendo costanti tutte le altre variabili (per le variabili dummy, ovviamente, ci si limita a considerare che cambino di valore). I risultati di questo esercizio sembrano decisamente più chiari di quelli che si erano ottenuti in precedenza con la metodologia OLS; sia per il ROE che per i rendimenti di mercato del terzo anno precedente la rotazione, l'aumento della probabilità di *turnover* è quasi il doppio di quello evidenziato in precedenza; un effetto quantitativamente molto intenso sembra inoltre esercitato dalla variabile D_APP, dato che se l'incarico è recente la probabilità di rotazione si abbassa dell'8% circa.

9. Conclusioni

Le evidenze fornite in questo lavoro sembrano suggerire che il funzionamento del C.d.A. delle società quotate alla Borsa Valori di Milano sia, sotto vari punti di vista, differente rispetto a quanto si verifica in molti altri paesi. Come si è osservato, non si può certo affermare che esista un unico modello internazionale di funzionamento dei Consigli di Amministrazione; tuttavia, sembra possibile dire che la realtà del nostro paese presenta elementi di originalità, anche dopo aver tenuto conto della normale incidenza dei singoli contesti nazionali. I principali elementi che lo studio ha mostrato, e che giustificano la precedente affermazione, sono:

- l'evidenza che gli amministratori, indipendentemente dagli incarichi ricoperti, mantengono la loro posizione per periodi mediamente più brevi che in altri paesi; la frequenza di rotazione, inoltre, è tanto più elevata quanto maggiore è la percentuale di capitale detenuta dal principale azionista;
- non si manifesta una chiara gerarchia tra le varie posizioni operative (P, VP, AD);
- sulla base di una serie di sintomi, è possibile concludere che spesso gli amministratori con delega gestionale non vengono selezionati tra i soggetti che in precedenza erano manager non-azionisti della società;
- non emerge un'età standard per le dimissioni dal C.d.A. (anche se questo non significa che gli amministratori siano mediamente più anziani di quanto si manifesti in altri paesi);
- la numerosità dei componenti del Consiglio è comparativamente moderata; essa risulta inoltre significativamente correlata ad alcune variabili, come la dimensione dell'impresa, la quota detenuta dal principale azionista e la caratteristica di impresa pubblica.

⁵⁴ Per ragioni di sintesi non si riportano i risultati ottenuti, che sono comunque disponibili presso gli autori.

- si manifesta una relazione statisticamente significativa tra risultati d'impresa e rotazione degli amministratori; questo è certamente un punto su cui l'esperienza italiana è simile a quella di altri paesi;
- la relazione tra *turnover* e performance stimata per gli amministratori con deleghe operative è del tutto analoga a quella stimata per gli amministratori senza deleghe;
- in confronto a quanto si verifica in altri paesi, non si può però affermare che l'intensità della relazione sia elevata; in paesi come Stati Uniti o Germania sembra che deludenti risultati d'impresa determinino una maggiore probabilità di sostituzione degli amministratori.

Si è discusso nel corso del lavoro che queste caratteristiche potrebbero essere spiegate, almeno in parte, dalla presenza di forti azionisti di maggioranza. Concentrando l'attenzione sulla più stimolante tra le evidenze empiriche ottenute, cioè la moderata intensità della relazione tra performance e rotazione degli amministratori, bisogna tuttavia evidenziare che il significato della concentrazione della struttura proprietaria non è univoco: l'unico segnale chiaro che essa ci fornisce è che in Italia gli azionisti di maggioranza non assumono il ruolo di monitor esterni della gestione, che utilizzano la loro posizione per premiare o punire con forza chi ne è responsabile. In effetti, un simile risultato potrebbe essere atteso in un paese come gli Stati Uniti, nei quali l'elevato frazionamento della struttura proprietaria rende, da un lato, più facilmente utilizzabile lo strumento dei *takeover*, ma – dall'altro lato – implica una minore efficacia delle modalità “ordinarie” di sostituzione degli amministratori inefficienti⁵⁵. Nonostante queste considerazioni, sembra che il legame tra performance ed evoluzione della carriera degli *executives* sia più intenso rispetto a quanto accade in Italia.

Partendo da questa constatazione, non sarebbe comunque corretto concludere che in Italia il meccanismo di governo societario sia necessariamente più inefficiente. Data l'entità della ricchezza individuale investita nell'impresa, a fronte di una cattiva performance l'azionista di maggioranza dovrebbe infatti avere l'incentivo a non difendere la stabilità degli assetti di governo della società, perché il protrarsi di risultati economici insoddisfacenti ricadrebbe in primo luogo contro il suo stesso interesse. Una relazione meno forte tra risultati e rotazione degli amministratori potrebbe essere quindi dovuta semplicemente al fatto che, in presenza di azionisti forti, il licenziamento degli amministratori-manager sia uno strumento meno necessario al fine di ottenere un mutamento nelle strategie e nei comportamenti gestionali.

In effetti, in un ambiente come quello americano, gli azionisti possono trovare particolari difficoltà a indurre il *top management* a un comportamento conforme alle proprie aspettative; la rimozione dei manager potrebbe essere in tali casi l'unica via per ottenere il *turnaround* desiderato. Al contrario, in un rapporto che è improntato nella normalità ad una maggiore subordinazione del *management* ad un singolo azionista, questi può trovare relativamente agevole persuadere i principali dirigenti della società a seguire le proprie direttive⁵⁶. Inoltre si può pensare che se l'impresa ha bisogno di nuove capacità manageriali, l'azionista di controllo può riconfigurare il gruppo dirigente nelle posizioni immediatamente inferiori a quella di vertice, senza la necessità di provocare una rotazione a livello di C.d.A.. In tutte queste ipotesi osserveremmo una minore intensità della relazione

⁵⁵ Una discussione sul legame tra la frequenza dei *takeover* e la relazione performance – *turnover* del C.d.A. è contenuta in Mikkelson e Partch (1997).

⁵⁶ Al limite, se il maggiore azionista è anche *top manager*, è possibile cambiare completamente strategia senza la necessità di “licenziare se stesso”; egli, comunque, ha ottimi incentivi patrimoniali per decidere quando sia il caso di dimettersi.

tra risultati e rotazione, perché il *turnover* degli amministratori non sarebbe uno strumento necessario per ottenere una migliore performance.

Ovviamente, i risultati ottenuti nel presente lavoro non permettono di individuare se sia più appropriata l'ipotesi di minor efficienza o quella di minore necessità della rotazione del Consiglio di Amministrazione. Interessava far notare, tuttavia, come sia opportuno astenersi dal fornire interpretazioni semplicistiche dell'evidenza mostrata e quante questioni restino ancora aperte per ulteriori ricerche sul tema.

Bibliografia

- Barontini Roberto, 1997, “Regolarità empiriche e rendimenti dei titoli azionari; un’analisi della borsa valori di Milano nel periodo 1950-1995”, *Finanza Marketing e Produzione*, n.4-97, 29-84.
- Caprio Lorenzo, Floreani Alberto e Radaelli Laura, 1994, “I trasferimenti di controllo di società quotate in Italia: un’analisi empirica dei prezzi e dei risultati per gli azionisti di minoranza”, *Finanza Imprese e Mercati*, n.3-94, 355-393.
- Denis David J., Denis Diane K. e Atulya Sarin, 1997, “Ownership structure and top executive turnover”, *Journal of Financial Economics*, 45 (2), 193-221.
- Franks Julian, Mayer Colin e Renneboog Luc, 1995, “The role of large share stakes in poorly performing companies in the U.K.”, mimeo, London Business School.
- Gispert, Carles, 1998, “Board turnover and firm performance in Spanish companies”, *Investigaciones Económicas*, 22 (3), 517-536.
- Eisenberg, Theodore, Sundgren, Stefan e Wells, Martin T., 1998, “Larger board size and decreasing firm value in small firms”, *Journal of Financial Economics*, 48 (1), 35-54.
- Hermalin, Benjamin E., e Weisbach, Michael S., 1988, “The determinants of board composition”, *Rand Journal of Economics*, 19, 589-606.
- Jensen, Michael C. e Murphy, Kevin J., 1990, “Performance pay and top management incentives”, *Journal of Political Economy*, 98, 225-64.
- Kang, Jun-Koo e Shivdasani Anil, 1995, “Firm performance, corporate governance, and top executive turnover in Japan”, *Journal of Financial Economics*, 38 (1), 29-58.
- Kaplan, Steven, 1994^a, “Top executive rewards and firm performance: A comparison of Japan and the United States”, *Journal of Political Economy*, 102, 510-546.
- Kaplan, Steven, 1994^b, “Top executives, turnover, and firm performance in Germany”, *Journal of Law, Economics and Organization*, 10, 142-159.
- Kim, Yungsan, 1996, “Long-term firm performance and chief executive turnover: an empirical study of the dynamics”, *Journal of Law, Economics and Organization*, 12, 480-496.
- Lorsch, Jay W. e MacIver, Elizabeth, 1989, “*Pawns or potentates: The reality of America's corporate boards*”, Boston, Harvard Business School Press.
- Mace, Myles L., 1986, “*Directors: Myth and reality*”, Rev. ed. Boston, Harvard Business School Press.
- Mikkelson, Wayne H. e Partch Megan M., 1997, “The decline of takeovers and disciplinary managerial turnover”, *Journal of Financial Economics*, 44, 205-228.
- Murphy, Kevin J. e Zimmermann, Jerry L., 1993, “Financial performance surrounding CEO turnover”, *Journal of Accounting and Economics*, 16, 273-315.

- Parrino, Robert, 1997, "Ceo turnover and outside succession: A cross sectional analysis", *Journal of Financial Economics*, 46, 165-197.
- Pigé, Benoît, 1996, "La probabilité de rotation des PDG : une mesure du pouvoir de révocation du conseil d'administration", *Revue d'économie politique*, 106, 889-912.
- Renneboog, Luc, 1995, "Ownership, corporate control and large shareholder monitoring in companies listed on the Brussels Stock Exchange", mimeo London Business School.
- Roe, Mark, 1994, "Strong managers, weak owners: The political roots of American corporate finance", Princeton University Press.
- Shleifer, Andrei e Vishny, Robert W., 1997, "A survey of corporate governance", *Journal of Finance*, 52 (2), 737-783.
- Warner, Jerold B., Watts, Ross L. e Wruck, Karen H., 1988, "Stock prices and top management changes", *Journal of Financial Economics*, 20, 461-92.
- Weisbach, Michael S., 1988, "Outside directors and CEO turnover", *Journal of Financial Economics*, 20, 431-60.
- Yermack, David, 1996, "Higher market valuation of companies with a small board of directors", *Journal of Financial Economics*, 40 (2), 185-211.
- Zingales, Luigi, 1990, "The value of the voting right: a study of the Milan Stock Exchange", *Review of Financial Studies*, 7, 125-148.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI *QUADERNI DI FINANZA* CONSOB

- N. 24 *Studi e Ricerche* *Studi in materia di Opa*, di R. Di Salvo, A. Macchiati, G. Siciliano e S. Providenti (Gennaio 1998)
- N. 25 *Studi e Ricerche* *Volatilità dei titoli industriali e volatilità dei titoli finanziari: alcuni fatti stilizzati*, di M. Bagella e L. Becchetti (Gennaio 1998)
- N. 26 *Documenti* *Indagine conoscitiva sull'evoluzione del mercato mobiliare italiano*, audizione del Presidente della Consob T. Padoa-Schioppa presso la Commissione Finanze della Camera dei Deputati (Febbraio 1998)
- N. 27 *Studi e Ricerche* *Regulating Exchanges and Alternative Trading Systems: A Law and Economics Perspective*, di J.R. Macey e M. O'Hara (Maggio 1998)
- N. 28 *Documenti* *Lavori preparatori per il Testo unico della finanza - Servizi e strumenti di impiego del risparmio* - (Giugno 1998)
- N. 29 *Documenti* *Lavori preparatori per il Testo unico della finanza - Diritto societario* - (Agosto 1998)
- N. 30 *Studi e Ricerche* *Regolamentazione e mercato finanziario: analisi e prospettive di riforma per il sistema italiano*, di C. Di Noia e L. Piatti (Settembre 1998)
- N. 31 *Documenti* *La globalizzazione dei mercati e l'armonizzazione delle regole contabili*, Atti del convegno, Palazzo Mezzanotte, Milano 19 febbraio 1997 (Ottobre 1998)
- N. 32 *Documenti* *Seminario internazionale in materia di Opa*, Atti del convegno, Palazzo Giustiniani, Roma 29 maggio 1998 (Marzo 1999)
- N. 33 *Studi e Ricerche* *The Stock-Exchange Industry: Network Effects, Implicit Mergers, and Corporate Governance*, di C. Di Noia (Marzo 1999)
- N. 34 *Studi e Ricerche* *Opzioni sul Mib30: proprietà fondamentali, volatility trading e efficienza del mercato*, di L. Cavallo, P. Mammola e D. Sabatini (Giugno 1999)
- N. 35 *Studi e Ricerche* *La quotazione e l'offerta al pubblico di obbligazioni strutturate*, di M. Longo e G. Siciliano (Agosto 1999)
- N. 36 *Studi e Ricerche* *Studi in materia di intermediari non bancari* (Ottobre 1999)
- N. 37 *Studi e Ricerche* *La decorrenza della passivity rule tra delegificazione e sindacato giurisdizionale*, di G. Presti e M. Rescigno (Aprile 2000)
- N. 38 *Documenti* *La Consob e la regolazione dei mercati finanziari*, di F. Cavazzuti (Maggio 2000)

- N. 39 *Studi e Ricerche* *Il mercato primario delle obbligazioni bancarie strutturate - Alcune considerazioni sui profili di correttezza del comportamento degli intermediari*, di G. D'Agostino e M. Minenna (Giugno 2000)
- N. 40 *Studi e Ricerche* *Privatisation of Social Security: Theoretical Issues and Empirical Evidence from Four Countries' Reforms*, di N. Linciano (Agosto 2000)
- N. 41 *Studi e Ricerche* *Quale governance per le Autorità Indipendenti? Un'analisi economica delle leggi istitutive*, di A. Macchiati e A. Magnoni (Settembre 2000)
- N. 42 *Documenti* *La Consob come Autorità Amministrativa Indipendente*, Camera dei Deputati, Roma 18 novembre 1999; *La recente evoluzione della Borsa: prospettive di ampliamento e sviluppo*, Camera dei Deputati, Roma 7 marzo 2000; *Recenti progetti di cooperazione tra le organizzazioni borsistiche europee*, Camera dei Deputati, Roma 31 maggio 2000; audizioni parlamentari del Presidente della Consob L. Spaventa (Ottobre 2000)
- N. 43 *Studi e Ricerche* *Corporate Governance in Italy after the 1998 reform: what role for institutional investors?*, di M. Bianchi e L. Enriques (Gennaio 2001)
- N. 44 *Studi e Ricerche* *Gli Ipo sul mercato italiano nel periodo 1995-1998: una valutazione dell'underpricing e della long-run underperformance*, di S. Fabrizio e M. Samà (Gennaio 2001)
- N. 45 *Studi e Ricerche* *Insider Trading, Abnormal Return and Preferential Information: Supervising through a Probabilistic Model*, di M. Minenna (Febbraio 2001)
- N. 46 *Studi e Ricerche* *Rules of fairness in UK corporate acquisitions*, di S. Proventi (Febbraio 2001)
- N. 47 *Studi e Ricerche* *Quanto sono grandi i vantaggi della diversificazione? Un'applicazione alle gestioni patrimoniali in fondi e ai fondi di fondi*, di G. Cinquemani e G. Siciliano (Aprile 2001)
- N. 48 *Studi e Ricerche* *Reverse Convertible: costruzione e analisi degli effetti sul mercato dei titoli sottostanti*, di D. Canestri e L. Amadei (Maggio 2001)
- N. 49 *Studi e Ricerche* *Fondi di fondi e accordi di retrocessione - Analisi degli effetti degli accordi di retrocessione sulle scelte di investimento e sui costi a carico dei patrimoni gestiti*, di N. Linciano e E. Marrocco (Gennaio 2002)
- N. 50 *Studi e Ricerche* *Transparency on Secondary Markets. A Survey of Economic Literature and Current Regulation in Italy*, di G. Sabatini e I. Tarola (Maggio 2002)
- N. 51 *Studi e Ricerche* *Il Consiglio di Amministrazione, la rotazione degli amministratori e la performance dell'impresa: l'esperienza italiana in una prospettiva comparata*, di R. Barontini e L. Caprio (Giugno 2002)

LE PUBBLICAZIONI CONSOB

- **RELAZIONE ANNUALE**
Illustra l'attività svolta annualmente dall'Istituto e dà conto delle questioni in corso, degli indirizzi e delle linee programmatiche definite dalla Commissione nelle varie materie di competenza istituzionale.
- **BOLLETTINO QUINDICINALE**
Riporta i provvedimenti e le comunicazioni interpretative della Consob nonché altre notizie di pubblica utilità sull'attività istituzionale.
- **NEWSLETTER SETTIMANALE «CONSOB INFORMA»**
Contiene informazioni, complementari a quelle del Bollettino, sull'attività dell'Istituto e sul mercato mobiliare.
- **RACCOLTA NORMATIVA**
Riporta i testi integrati e coordinati delle leggi, dei regolamenti e delle disposizioni di carattere generale della Consob che disciplinano il mercato mobiliare.
- **QUADERNI DI FINANZA**
Raccolgono contributi scientifici di approfondimento su materie rilevanti nell'ambito delle competenze istituzionali.

Tutte le pubblicazioni Consob sono naturalmente disponibili anche in formato cartaceo. I canoni annuali di abbonamento ed i prezzi dei singoli fascicoli (ove previsti) per l'anno 2002 sono i seguenti:

- RELAZIONE ANNUALE: € 20,66, estero: € 28,41.
- BOLLETTINO (abbonamento 24 numeri quindicinali + le varie *Edizioni Speciali*): € 180,76, estero: € 196,25; singoli numeri: € 9,30, estero: € 10,33.
- NEWSLETTER SETTIMANALE «CONSOB INFORMA» (abbonamento 50 numeri settimanali): via Postel: € 61,97, estero: € 80,05; via fax: € 98,13, estero: € 129,11.
- RACCOLTA NORMATIVA: € 87,80.
- CD-ROM contenente gli Albi: € 103,29.
- QUADERNI DI FINANZA (abbonamento 6 numeri): € 61,97, estero: € 80,57; singoli numeri: € 12,91, estero: € 15,49.

Gli abbonamenti si sottoscrivono facendo pervenire l'importo esatto con assegno bancario sbarrato intestato a Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato - Piazza Verdi, 10 - 00198 ROMA, oppure con versamento sul c/c p. n. 387001 sempre intestato a Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato - Piazza Verdi, 10 - 00198 ROMA.

Ulteriori informazioni su condizioni e modalità di abbonamento:

ISTITUTO POLIGRAFICO E ZECCA DELLO STATO
FUNZIONE EDITORIA, Piazza G. Verdi, 10 - 00198 Roma

E-mail: editoriale@ipzs.it - Sito web: www.ipzs.it

☎ 800-864035 • Fax 06-8508.2520