

Riccardo Ferretti - Maurizio Murgia - Sandro Sandri

## IL VALORE DELLE AZIONI DI RISPARMIO: NUOVE EVIDENZE EMPIRICHE

### 1. *Introduzione*

Il differenziale di prezzo fra azioni con diverso diritto di voto è stato oggetto di numerose ricerche (teoriche ed empiriche) negli anni recenti. L'interesse dei ricercatori deriva soprattutto da un fatto: lo sconto fra le due categorie di azioni può essere interpretato come stima dei benefici che derivano dal controllo di un'impresa. Il problema delle azioni con diverso diritto di voto si collega dunque ad aspetti fondamentali della teoria economica sviluppatasi a partire dagli studi sul capitalismo manageriale.

Questo interesse si è tradotto in Italia in ricerche sul valore delle azioni di risparmio. Tali ricerche hanno proposto modelli di valutazione relativa (rispetto cioè alla azione ordinaria), analisi empiriche sui fattori che determinano un prezzo diverso delle due categorie di azioni oppure sull'effetto dell'emissione di azioni di risparmio sul valore delle ordinarie. In Italia, il problema assume, se possibile, un ulteriore rilievo, dato il rilevante differenziale di prezzo e la presenza nel mercato di imprese strettamente controllate dalla proprietà.

Il lavoro è organizzato in questo modo. Nel paragrafo 2 discutiamo, sulla base dei modelli normativi elaborati in letteratura, il ruolo delle azioni di risparmio nella struttura del capitale, evidenziando quali sono i fattori che fanno sì che simili azioni abbiano un impatto positivo sul valore delle imprese. Nel paragrafo 3 presentiamo i modelli di valutazione relativa elaborati rispetto al caso italiano e discutiamo i fattori ritenuti essere in grado di determinare un diverso prezzo delle due categorie di azioni. Nel paragrafo 4 proponiamo alcune considerazioni che riteniamo possano contribuire a spiegare perché gli scarti di prezzo espressi dal mercato italiano sono maggiori di quelli che si regi-

*Studio presentato al convegno «Azioni di risparmio, assetti proprietari e valore del controllo in Italia» organizzato dal Centro di Economia Monetaria e Finanziaria «Paolo Baffi» dell'Università Bocconi il 12 marzo 1993. Desideriamo ringraziare i partecipanti al convegno ed in particolare il nostro discusso Marco Ratti per gli utili commenti ricevuti sulla stesura preliminare del lavoro. Il sostegno finanziario alla ricerca è pervenuto attraverso i fondi MURST 60% e 40%.*

sua maggiore efficienza gestionale garantisce loro un valore delle risparmio di 2,75 ( $0,25 \times Y_r$ ) contro 2,25 ( $0,25 \times Y_m$ ), per un valore totale pari appunto a 13,25 ( $10,5 + 2,75$ ). Le risparmio hanno dunque un ruolo quando il rivale è in grado di togliere il controllo al management grazie a un prezzo di riserva superiore ( $Y_r + B_r > Y_m + B_m$ ) fondato soprattutto su una maggiore efficienza gestionale ( $Y_r > Y_m$ ); in tali circostanze, infatti, esse aumentano il prezzo massimo che il management può offrire per le ordinarie, senza però impedire che il controllo passi al contendente più efficiente e per questo capace di massimizzare il valore reddituale delle azioni. Si realizza così sia l'ottimo privato, la massimizzazione del valore di mercato del capitale, sia l'ottimo sociale, il prevalere del gestore più capace<sup>1</sup>.

Nei casi descritti, l'emissione di azioni di risparmio ha indubbi effetti positivi sul valore delle azioni ordinarie e dell'intero capitale azionario. Questi effetti divengono tuttavia meno certi passando dall'astrazione teorica alla realtà. Le ipotesi che le risparmio vengano emesse quando l'impresa è posseduta da un unico soggetto, che vi sia una battaglia per il controllo subito dopo l'Opa, e che ricorra l'obbligo di Opa sul 100% delle ordinarie non sono propriamente rappresentative delle condizioni in cui il fenomeno delle azioni di risparmio si è sviluppato. Come noto, le emissioni sono avvenute quando la legge sull'Opa era ancora un mero auspicio e da parte di società con azionisti di maggioranza e di minoranza. Questi due elementi rendono ovviamente incerto sia il trasferimento del controllo a un gestore più efficiente, sia che il valore dei benefici privati pagato dall'acquirente il controllo venga condiviso anche dalle azioni ordinarie di minoranza. A queste incertezze sulle conseguenze positive di cui potrebbero godere le azioni di minoranza, cioè quelle normalmente scambiate in borsa, si contrappone la certezza degli effetti negativi derivanti dai maggiori diritti patrimoniali riconosciuti alle azioni di risparmio, resi peraltro meno rilevanti dal frequente ricorso a sovrapprezzi anche consistenti. Dal saldo di queste forze contrastanti, difficilmente determinabile a priori, dipende la reazione di prezzo delle azioni ordinarie negoziate sul mercato. Su questo aspetto si

<sup>1</sup> Harris e Raviv (1988) dimostrano che l'ottimo sociale è garantito da una struttura di sole azioni ordinarie (*one share-one vote*), mentre quello privato da una struttura in cui diritti patrimoniali e diritti di voto sono incorporati in due distinte categorie di azioni: una senza voto ma con diritti patrimoniali, l'altra con voto ma senza diritti patrimoniali. Il loro modello si differenzia da quelli di Grossman e Hart (1988) e di Zingales (1991) perché assume che ciascun azionista può essere decisivo nel decretare la vittoria del management o del rivale nel *control contest*; l'attenzione si sposta quindi dai connotati delle azioni emesse a quelli dei portafogli di azioni detenuti dagli investitori. Attraverso i portafogli i singoli azionisti creano la combinazione fra diritti di voto e patrimoniali che, date le caratteristiche dei contendenti per efficienza e benefici privati, consente di massimizzare il valore complessivo dei titoli posseduti. In questo contesto, l'ottimalità delle due categorie estreme di azioni deriva dal fatto che esse assicurano la massima libertà possibile nel combinare voti e diritti patrimoniali (con riferimento alla teoria dei mercati completi esse risultano *primitive securities*).

può ricordare che nel periodo di elaborazione della riforma della società per azioni e negli anni immediatamente seguenti l'approvazione della legge istitutiva delle azioni di risparmio (216/1974), una parte della dottrina aziendalistica italiana ha ritenuto i privilegi sul dividendo e sul capitale lesivi degli interessi degli azionisti di minoranza, anticipando così una reazione di prezzo negativa in presenza di condizioni di mercato che scoraggino i vecchi azionisti a sottoscrivere gli aumenti di capitale realizzati tramite azioni di risparmio<sup>2</sup>.

L'impatto delle emissioni di titoli di risparmio non convertibili sul valore delle azioni ordinarie di minoranza è soggetto a incertezza non solo a livello di attese, ma anche nella verifica a posteriori. Molto spesso l'emissione di azioni senza voto è accompagnata dall'offerta di azioni ordinarie: gli effetti delle prime e delle seconde vengono così a confondersi. Le conseguenze degli aumenti di capitale sui prezzi delle azioni già in circolazione, tra l'altro, sono diverse a seconda della natura gratuita o onerosa di tali aumenti. Modelli teorici e verifiche empiriche indicano infatti reazioni di prezzo positive nel caso di emissioni gratuite di ordinarie e negative nel caso di emissioni a pagamento<sup>3</sup>; gli aumenti gratuiti sarebbero segnali di un futuro aumento dei dividendi, mentre quelli a pagamento di una sopravvalutazione delle azioni. La risposta negativa a questi ultimi potrebbe anche riflettere una diminuzione del valore del controllo contenuto nei prezzi delle azioni ordinarie di minoranza, un valore che dipende dalla probabilità che vi sia una cessione dell'impresa e dalla probabilità che anche alle azioni di minoranza si riconosca il prezzo corrisposto per quelle del pacchetto di controllo. Una emissione a pagamento, purché sottoscritta pro quota dall'azionista di maggioranza, accresce infatti l'ammontare di risorse che un eventuale acquirente deve investire per rilevare il controllo della società, da cui una minore probabilità che l'azienda sia oggetto di acquisizione (Hietala-Loyttyneimi, 1992).

<sup>2</sup> Cfr. Marchini (1976), p. 77: «Senza fare professione di pessimismo, ci sembra possa essere interessante esaminare perché, nelle attuali circostanze, l'impiego di questo nuovo istituto "le azioni di risparmio", considerate le norme che lo regolano, possa rappresentare, nonostante la terminologia usata per distinguerlo, un fatto punitivo per una già vessata categoria di risparmiatori, ossia gli azionisti di minoranza». Timori analoghi vengono ricordati anche in Ruozi (1966), p. 352: «Sarebbe invece più fondatamente da temere l'eventualità di un ribasso dei corsi delle azioni ordinarie conseguente all'emissione di azioni di risparmio. I privilegi concessi a queste ultime impongono infatti indubbiamente dei vincoli alle emissioni future di azioni ordinarie e potrebbero pertanto esercitare un'azione depressiva sul mercato dei titoli già in circolazione».

<sup>3</sup> Per gli aumenti gratuiti si veda Fama, Fisher, Jensen e Roll (1968), per quelli a pagamento si veda la rassegna e l'analisi empirica di De Vito, Nahmijas e Pera (1992) e Korajczyk, Lucas e McDonald (1990).

### 3. *Differenziale di prezzo rispetto alle azioni ordinarie: diritto di voto, privilegi patrimoniali e trattamento fiscale*

In tutti i mercati le azioni con voto limitato (o senza diritto di voto) sono quotate con uno sconto rispetto a quelle con diritti superiori. Ciò che contraddistingue invece i vari mercati è l'entità dello sconto. In alcuni mercati (Stati Uniti, Svezia, Regno Unito) il premio per il diritto di voto è basso, in altri (Canada e Svizzera) abbastanza alto, in altri ancora (Israele e Italia) alto o altissimo (Levy, 1982; Zingales, 1990 e 1992). Si tratta è ovvio di una classificazione indicativa che riflette il periodo in cui i dati sono stati raccolti, il modo in cui nelle varie ricerche viene definito il premio per il diritto di voto e i diversi privilegi patrimoniali di cui possono godere le azioni con diritti inferiori di voto. Loytyniemi (1991) ad esempio rileva che in Finlandia la differenza relativa di prezzo fra le due categorie di azioni era il 26% nel 1985, il 62% nel 1986, l'82% nel 1987 e il 94% nel 1988. Ancora, Zingales (1992, p. 27) ritiene di potere spiegare il diverso premio per il voto (circa il doppio) da lui rilevato negli Stati Uniti rispetto a quello calcolato da Lease, McConnell e Mikkelsen (1983) in base alle modalità di calcolo del valore di mercato del diritto di voto e al fatto che il campione di azioni di diversa categoria di Lease, McConnell e Mikkelsen considerasse solo azioni con identici privilegi reddituali.

Le considerazioni precedenti sollevano due domande. La prima è perché le azioni con diritti inferiori di voto valgono meno delle altre. La seconda è perché nei vari mercati il differenziale di valore fra le due categorie di azioni è così diverso. La seconda domanda è di particolare interesse per il ricercatore italiano, dato lo scarto di prezzo, variabile nel tempo e dipendente da elementi specifici di ogni azione ma certamente in media anomalo, che si registra fra azioni di risparmio e ordinarie nel nostro mercato.

Il principale (e spesso unico) elemento che differenzia le due categorie di azioni è il diritto di voto. A questo proposito Lease, McConnell e Mikkelsen (p. 441) affermano «voting rights, per se, are valueless». *Per se* in questo caso significa che la presenza del diritto di voto può condurre a un prezzo maggiore solo se si traduce in maggiori opportunità future di consumo (remunerazioni maggiori). Se non si vuole abbandonare lo schema classico della teoria finanziaria di valutazione delle attività, occorre concludere che la fonte del valore del diritto di voto deriva dalla possibilità di cui beneficia chi detiene il controllo di un'attività di ottenere, almeno in certi stati di natura, maggiori flussi di cassa disponibili.

In genere, nella letteratura finanziaria le maggiori opportunità di consumo create dal controllo di un'attività (il diritto di voto) vengono ricomprese all'interno dei benefici privati. In questi termini, il diverso prezzo fra le due categorie di azioni può essere spiegato da diversi fattori. Ad esempio come consumo di *perquisites* che derivano dal controllo delle decisioni di investimento e fi-

nanziamento delle imprese (Jensen e Meckling, 1976). Da questo punto di vista, lo sconto delle azioni a voto limitato potrebbe essere interpretato come una stima del valore di mercato dei costi di agenzia.

Castellino (1989) per spiegare la differenza di prezzo fra azioni ordinarie e di risparmio considera due scenari. Il primo è chiamato «stabile» perché una persona, o un gruppo di persone legate da un patto di sindacato, controlla più del 50% delle azioni con diritto di voto e non intende variare la sua quota di proprietà. Secondo questo modello, l'unica spiegazione possibile del valore del diritto di voto è costituita dai «benefici privati» del gruppo di controllo. Questi benefici potrebbero derivare dal potere di influenza (la scelta dei manager, dei componenti del consiglio di amministrazione, dei fornitori) o dal trasferimento di ricchezza e sinergie fra varie società di un gruppo non partecipate dai medesimi azionisti. Per Castellino questi fatti non giustificano una differenza di prezzo fra azioni di risparmio e azioni ordinarie comunque di minoranza. Tali benefici privati sono goduti dai soli azionisti di maggioranza, in una situazione proprietaria «stabile» le azioni senza voto non dovrebbero valere meno delle azioni con diritto sì di voto, ma di minoranza.

Il secondo modello proposto da Castellino considera uno scenario «instabile», in cui nessuna persona o gruppo preconstituito esercita il controllo. In questa situazione tutte le azioni ordinarie possono essere acquistate per la formazione di una maggioranza (l'ipotesi del takeover). Il prezzo che è disposto a offrire chi vuole formare la nuova maggioranza è maggiore del valore attuale dei dividendi attesi nella vecchia gestione. Pertanto, le azioni ordinarie sono quotate con un premio che riflette la maggiore efficienza della possibile nuova maggioranza e i suoi benefici privati, il tutto ponderato per le probabilità che abbia luogo il takeover e che l'azione ordinaria venga comprata.

Bisogna puntualizzare che il primo di questi due elementi, cioè la maggiore efficienza, rappresenta non il complesso dei maggiori flussi di cassa generati da una superiore capacità gestionale, ma solo quella parte che avvantaggia tutti gli azionisti. Restano esclusi i benefici da efficienza trattenuti dalla nuova maggioranza, vuoi attraverso un loro consumo diretto, vuoi attraverso trasferimenti infragruppo di effetti sinergici. Le sinergie indotte dalla nuova maggioranza possono pertanto avere effetti sia pubblici, sia privati.

Per quanto detto risulta chiaro che il differenziale di prezzo fra azioni ordinarie e di risparmio riflette solo il valore atteso dei benefici privati di cui godono le prime. Il valore atteso della maggiore efficienza pubblica è viceversa comune alle due tipologie di titoli.

Castellino infine effettua una simulazione ricavando quale dovrebbe essere la differenza fra il prezzo offerto dalla nuova maggioranza e il suo valore fondamentale (il valore attuale dei dividendi attesi con la nuova gestione), al variare della probabilità del takeover e della probabilità che l'azione ordinaria entri a fare parte della nuova maggioranza (valori non direttamente osservabili), dato uno scarto di prezzo fra le due categorie di azioni in qualche modo

rappresentativo della situazione italiana. La sua conclusione è che solo un altissimo e ingiustificabile premio derivante da un possibile takeover potrebbe spiegare lo scarto fra le azioni con diverso diritto di voto che segnala il mercato italiano. L'Autore nelle sue conclusioni sembra propendere per un'irrazionalità del mercato italiano, soprattutto in termini di sottovalutazione delle azioni di risparmio.

Al di là delle conclusioni dell'Autore, è interessante notare come l'ipotesi del takeover sia essenziale in tutti i modelli di valutazione relativa delle azioni a voto limitato elaborati dalla letteratura (Andretta, Brioschi e Buzzacchi, 1990; Zingales, 1990 e 1992). Zingales inoltre prevede esplicitamente la possibilità di un conflitto fra il management e un rivale per il controllo dell'impresa. È grazie a questo conflitto che gli azionisti ordinari possono estrarre il valore del controllo dagli acquirenti. La competizione fra i contendenti è essenziale indipendentemente dal fatto che esista una legislazione specifica (l'Opa) che assicuri a tutti gli azionisti con il medesimo diritto di voto di ottenere il prezzo offerto dal rivale (la nuova maggioranza). La presenza o meno di un'Opa obbligatoria incide solo sulla probabilità che l'azione ordinaria entri a fare parte della nuova maggioranza, che in presenza dell'obbligo dovrebbe, secondo il grado di uguaglianza dei diritti degli azionisti di maggioranza e di minoranza assicurato dalla legge, tendere a essere uguale a 1. Dunque, a parità delle altre condizioni, dovremmo attenderci in mercati in cui esiste un'Opa obbligatoria uno scarto di prezzo maggiore fra azioni con diverso diritto di voto (non sembra che questa sia la realtà dei fatti, evidentemente le altre condizioni non sono uguali).

Sulla base delle considerazioni precedenti, un fattore sembra essere una potente variabile esplicativa dello scarto fra il prezzo di azioni di diversa categoria: la stabilità del controllo. Il diritto di voto avrebbe dunque un valore solo se l'impresa è per così dire in gioco. Purtroppo, a livello di analisi empirica misurare quanto in realtà sia in gioco un'impresa è molto difficile. Usare come proxy la quota di proprietà del maggiore azionista non appare una soluzione soddisfacente, se non altro perché non riflette la possibilità che il gruppo di controllo esistente decida in modo autonomo di cedere l'impresa. Avremo modo di constatare in seguito come questa proxy non sia in grado di spiegare in modo significativo il differenziale di prezzo fra azioni di diversa categoria. Riteniamo che in questo modo si sottovaluti di fatto il grado d'instabilità della proprietà di un'impresa. Il gruppo di controllo che possiede una quota maggioritaria di azioni può decidere autonomamente, al di là cioè di un takeover ostile, di cedere l'impresa per incassare il premio che in genere l'acquirente deve riconoscere al venditore (Jensen e Ruback, 1983). Anche un'impresa strettamente controllata può essere in gioco, soprattutto se sono alti i differenziali potenziali di efficienza e il livello potenziale dei benefici privati. Ancora una volta, il valore creato dall'acquisizione (le sinergie che l'acquirente è in grado di ottenere grazie all'acquisizione) non deve originare un incremento dei divi-

dendi attesi, per fare sì che possa essere conservato in capo al compratore e parzialmente trasferito, grazie al prezzo di acquisizione, solo agli azionisti di controllo dell'acquisita. Avremo modo di vedere in seguito come queste considerazioni possano essere rilevanti per la situazione italiana.

Il diritto di voto non è l'unica caratteristica che differenzia le due categorie di azioni. In Italia infatti assumono rilevanza i privilegi patrimoniali (maggiorazione del dividendo e tutela del capitale), e il diverso trattamento fiscale a cui sono sottoposte le due categorie di azioni. Il primo elemento citato agisce nel senso di ridurre, a parità delle altre condizioni, il differenziale di prezzo fra le due categorie di azioni (Andretta, Brioschi, Buzzacchi, 1990). In linea teorica potrebbe anzi annullarlo, come accade a volte negli Stati Uniti e come è saltuariamente accaduto in particolari situazioni congiunturali e aziendali in Italia, se il mercato attribuisse a tali privilegi reddituali un valore superiore a quello del diritto di voto. Tutto ciò sarebbe ancora più vero in caso di acquisizione con creazione di valore (sinergie) che viene ribaltato in un maggiore flusso di dividendi alle azioni ordinarie (quello di competenza delle azioni di risparmio sarebbe necessariamente maggiore). In realtà, l'impatto che nel mercato italiano hanno i privilegi reddituali delle azioni di risparmio è molto limitato, essendo tali privilegi legati al valore nominale delle azioni. È noto d'altra parte che l'emissione di azioni di risparmio con sovrapprezzi è stata fortemente discussa dalla dottrina giuridica, poiché in grado di fare perdere di significato economico al privilegio, anche se ritenuta in definitiva legittima (Grande Stevens, 1983).

La determinazione dell'impatto del diverso trattamento fiscale delle azioni di risparmio sui differenziali di prezzo è più difficile da stabilirsi. È noto che le azioni di risparmio sono titoli al portatore che scontano una cedolare secca del 15%. L'azionista può trasformarle in titoli nominativi e beneficiare del credito d'imposta. In teoria, quest'ultimo dovrebbe essere il comportamento della grande maggioranza degli azionisti di risparmio, essendo molto alta l'aliquota d'imposta marginale che giustifica la preferenza per la cedolare secca. In realtà, si osserva invece un comportamento diverso, in cui al contrario la grande maggioranza delle azioni di risparmio rimane al portatore e i relativi dividendi vengono tassati con un'aliquota secca in aggiunta alle imposte pagate dalla società. L'analisi dei motivi, apparentemente irrazionali, che causano questi comportamenti trascende gli scopi di questo lavoro. Occorre comunque rilevare che allo stato dei fatti un trattamento fiscale penalizzante e privilegi patrimoniali poco significativi sembrano non essere assolutamente in grado di compensare il differenziale di prezzo fra azioni ordinarie e di risparmio generato dal diritto di voto, al contrario di quelli che sembravano essere gli obiettivi alla base dell'introduzione dello strumento nel nostro ordinamento giuridico. È possibile anzi che gli elementi suddetti possano agire nel senso di ampliare il differenziale di prezzo originato dal diritto di voto. Anche perché il trattamento fiscale penalizzante è un fattore che agisce in ogni modo nel determinare lo

scarto di prezzo fra le due categorie di azioni, indipendentemente dalla probabilità che cambi il controllo dell'impresa.

La variabile fiscale, al contrario dei privilegi patrimoniali, non viene in genere presa in considerazione nei modelli di valutazione relativa delle azioni di risparmio. Fa eccezione Bianchi (1985), il quale, pur non elaborando un modello formale di valutazione relativa, afferma che l'assenza del diritto di voto in Italia non può spiegare il valore minore delle azioni di risparmio. Poiché le strutture proprietarie italiane sarebbero stabili, l'assenza del diritto di voto dovrebbe essere in qualche misura compensata dalla maggiorazione di dividendo. Secondo l'Autore la spiegazione andrebbe cercata nel trattamento fiscale sfavorevole delle azioni di risparmio (ipotizzate non trasformate in titoli nominativi) e nella segmentazione del mercato che fa sì che le azioni di risparmio siano detenute da operatori minori che possono incorrere in difficoltà quando ricercano contropartite nelle loro transazioni<sup>4</sup>. Ampliando l'affermazione di Bianchi, si potrebbe sostenere la presenza di un'asimmetria fra la potenziale domanda e offerta di azioni di risparmio. Per convincere chi non avrebbe convenienza a detenere un titolo al portatore occorrerebbe abbassarne il prezzo. Lo scarto di prezzo aumenterebbe tanto più le azioni di risparmio sono detenute da chi vuole l'anonimato, ma non ha alcuna convenienza a comprarle (investitori con aliquota marginale d'imposta relativamente bassa). Anche Castellino propende per una segmentazione del mercato, anche se in un'accezione diversa, quando, per giustificare il fatto che le azioni di risparmio potrebbero essere sottovalutate, ipotizza che gli azionisti di risparmio «siano investitori meno informati, meno lungimiranti e meno professionali» (p. 44).

#### 4. *Alcune riflessioni sul valore relativo delle azioni di risparmio espresso dal mercato italiano*

Nel paragrafo precedente non abbiamo risposto alla seconda domanda che ci eravamo posti: perché gli scarti di prezzo variano così tanto da paese a paese e soprattutto perché sono così ampi in Italia. Il quesito è imbarazzante soprattutto perché il nostro mercato sembra caratterizzarsi per scenari, nella terminologia di Castellino, prevalentemente stabili (esiste quasi sempre un gruppo definito in grado di esercitare il controllo). In questi termini, come sostiene Castellino, sembrerebbe esistere una razionalità solo per scarti, al limite anche rilevanti, fra azioni ordinarie e di risparmio di specifiche realtà (imprese la cui proprietà è instabile), non in media, e di rilevante ammontare, per tutto il mercato<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> Sugli stessi argomenti si veda Brogi (1989).

<sup>5</sup> Anche Zingales (1992, p. 27) si pone di fatto lo stesso quesito.

Si è visto in precedenza che i fattori economici che possono giustificare lo sconto delle azioni di risparmio sono due: il valore del controllo (benefici privati) e il conflitto fra almeno due parti per la sua aggiudicazione<sup>6</sup>. Conviene affrontare questi due argomenti in modo separato, anche se rimane vero che è il loro interagire che determina il prezzo minore delle azioni di risparmio.

È possibile che l'ampio sconto delle azioni di risparmio italiane dipenda da un livello molto più alto, rispetto a ciò che accade negli altri paesi, dei benefici privati derivanti dal controllo? Presentiamo di seguito le ragioni che a nostro avviso potrebbero fare propendere per questa ipotesi.

*I perquisites sono quelli dell'azionista di maggioranza non dei manager.* Nell'elaborazione teorica, il conflitto di agenzia nasce fra il management che gestisce e un'azionariato disperso che non può convenientemente esercitare il controllo. In Italia, il conflitto deve essere rivisto in termini di maggioranza e minoranza. È legittimo attendersi che i *perquisites* di cui può disporre un management che è azionista di maggioranza, o sua diretta espressione, siano superiori. Si consideri ad esempio le remunerazioni del top management (variabile usata come proxy dei benefici privati da Zingales, 1992). Tale dato è di difficile reperimento in Italia, ma si potrebbe sostenere che se è significativo negli Stati Uniti, come risulta a Zingales, dovrebbe esserlo anche per l'Italia e determinare uno scarto maggiore fra azioni con diverso diritto di voto, perché nel nostro paese di fatto le remunerazioni del top management sono, almeno in parte, remunerazioni degli azionisti di maggioranza da loro stessi fissate<sup>7</sup>. Stabilire di quanto siano superiori i benefici del controllo in Italia è evidentemente molto difficile. C'è comunque un segnale che può essere divertente riportare. Un qualificato operatore del mercato (Giubergia, 1992) ha recentemente proposto di modificare la legge istitutiva delle azioni di risparmio intervenendo sul privilegio. Tale privilegio non dovrebbe più essere stabilito in termini di maggioranza di dividendo rispetto alle azioni ordinarie, bensì in termini di diritto delle azioni di risparmio a ricevere un dividendo (non più cumulabile) pari ai 4/5 dell'utile di bilancio. Il motivo alla base della proposta, sicuramente curiosa, è che gli azionisti di risparmio non sarebbero favoriti da una politica di accantonamento dell'utile che deprime il tasso di dividendo. Per gli azionisti ordinari invece sarebbe indifferente la rinuncia alla remunerazione rappresentata dal dividendo (in cambio di che cosa?, forse *perquisites*?). In maniera probabilmente inconscia, l'Autore richiama alla nostra attenzione alcune variabili tipiche del rapporto di agenzia. In particolare, l'idea che il reinvestimento

<sup>6</sup> In precedenza, abbiamo avanzato l'ipotesi che in Italia il trattamento fiscale delle azioni di risparmio possa essere un ulteriore fattore.

<sup>7</sup> Holderness e Sheehan (1988) nella loro analisi su 114 imprese controllate da azionisti di maggioranza hanno trovato che gli azionisti che detenevano quote significative di proprietà e che erano anche CEO tendevano a darsi uno stipendio superiore a quello medio dei CEO di un campione di imprese simili a proprietà diffusa.

degli utili non avvantaggi tutti gli azionisti ma solo quelli che possono controllare le decisioni d'investimento, e che l'utile sia una grandezza residuale, dunque distribuibile in modo quasi totale agli azionisti senza voto, che già sconta pertanto le remunerazioni private degli azionisti di maggioranza.

*Benefici del controllo e costi della mancata diversificazione.* Ragazzi (1981) afferma che gli azionisti che controllano un'impresa sono disposti a rinunciare ai benefici della diversificazione in cambio dei benefici del controllo. Questo fatto secondo l'Autore originerebbe un costo del capitale maggiore delle imprese strettamente controllate e di conseguenza un valore di mercato minore. L'idea di Ragazzi stimola due riflessioni. La prima è che il costo in termini di mancata diversificazione in Italia dovrebbe essere molto alto (altrettanto alti dovrebbero essere i benefici privati). La seconda è che in realtà gli azionisti di controllo in Italia diversificano il loro portafoglio non nel mercato finanziario, ma attraverso le imprese possedute. Gli investimenti delle imprese sarebbero pertanto effettuati più nella prospettiva della diversificazione aziendale che in quella della creazione di valore per tutti gli azionisti. Si tratterebbe in definitiva di un ulteriore *perquisites* che favorisce solo gli azionisti di maggioranza. Per gli azionisti di minoranza che deterrebbero un portafoglio già diversificato, la diversificazione aziendale sarebbe un obiettivo sempre ridondante e spesso non desiderabile (un esempio potrebbe essere l'acquisizione di un'impresa che opera in settori non correlati a un prezzo alto, ciò potrebbe danneggiare gli azionisti di minoranza, ma non necessariamente quelli di maggioranza il cui portafoglio potrebbe finire per essere indirettamente più diversificato e i cui benefici privati potrebbero aumentare se questi, come in genere si ritiene, sono correlati alla dimensione dell'impresa).

*Le sinergie a livello di gruppo.* Su questo argomento si è già discusso nel paragrafo 3. In questo ambito è utile rilevare che questi comportamenti potrebbero essere molto più diffusi in Italia rispetto a ciò che avviene negli altri mercati, essendo la struttura di gruppo più diffusa e articolata (numerosi livelli intermedi) e il controllo effettuato sui prezzi di trasferimento di fatto inesistente. Affinché questo fenomeno possa manifestarsi, occorre evidentemente che esistano potenziali molto alti di miglioramento dell'efficienza attraverso il cambiamento della proprietà di un'impresa. È possibile che sia questo il caso dell'Italia, in cui sembrano esistere spazi per il miglioramento dell'efficienza del sistema industriale attraverso manovre di concentrazione e di aumento delle dimensioni medie delle imprese.

Le considerazioni precedenti non giustificano di per sé un alto premio per il diritto di voto. Sono per così dire condizioni necessarie, ma non sufficienti. Ciò che si deve ancora provare a spiegare è perché tali benefici privati originano un premio anche rispetto alle azioni ordinarie di minoranza. Come già detto, il premio può trasferirsi sulle azioni ordinarie di minoranza solo nella misura in cui queste ultime possono essere comprate da chi è interessato a rilevare il controllo. La prevalenza nel mercato italiano di aziende strettamente

controllate sembrerebbe renderne poco probabile il trasferimento. Va detto comunque che il differenziale di prezzo fra azioni di maggioranza (non osservabile) e di minoranza potrebbe essere in linea di principio talmente alto da tradursi, una volta considerata la probabilità dell'acquisizione e la probabilità che l'azione ordinaria di minoranza venga in qualche modo coinvolta nel relativo processo, in un differenziale comunque alto, anche se minore, fra azioni ordinarie di minoranza e azioni di risparmio. Una differenza di prezzo fra azioni ordinarie e di risparmio così alta come si registra in Italia, è comunque un segnale che le azioni ordinarie di minoranza beneficiano in qualche misura dei vantaggi del controllo, a meno che non si ritenga che sia il fattore fiscale la variabile esplicativa principale. Chiudiamo questa discussione ribadendo un'idea già presentata in precedenza. La presenza di un azionista in grado di esercitare il controllo non significa necessariamente che l'impresa non possa essere interessata a un'acquisizione. Significa solo che tale acquisizione non potrà essere effettuata contro la volontà della proprietà esistente.

##### 5. *Precedenti analisi empiriche*

Le analisi empiriche condotte sulle azioni di risparmio italiane hanno riguardato sia gli effetti prodotti dalla loro emissione sui prezzi delle azioni ordinarie in circolazione, sia lo scarto di prezzo rispetto a tali azioni espresso dal mercato borsistico.

In merito al primo punto, Zingales (1991) rileva la presenza di extra-rendimenti positivi e significativi nel giorno di pubblicazione sui quotidiani della decisione del consiglio di amministrazione di proporre all'assemblea dei soci un aumento di capitale tramite azioni di risparmio. Non significativo è invece il rendimento in eccesso dei 16 giorni intorno all'annuncio (10 prima e 5 dopo). Il campione comprende 29 prime emissioni a pagamento di azioni rnc nel periodo 1985-1987: cinque «pure» e 24 accompagnate da aumenti di capitale con azioni ordinarie, di cui 10 gratuiti, 7 a pagamento, e 7 misti. La reazione positiva manifestata dai prezzi delle azioni ordinarie emerge sia con la metodologia dell'*event study*, sia stimando un *market model* comprensivo di una dummy identificativa del giorno dell'annuncio e di quello precedente, sia infine escludendo gli aumenti gratuiti. Circa la variabilità del rendimento anomalo non hanno potere esplicativo né il valore relativo del diritto di opzione, né l'incidenza delle azioni rnc sul numero totale di azioni post-aumento; esiste però una correlazione positiva con l'entità del sovrapprezzo sul valore nominale e con il volume relativo degli scambi (quantità trattate giornalmente nel periodo dell'evento diviso la media giornaliera dei 200 giorni circostanti). Zingales sottolinea inoltre come la reazione delle azioni italiane sia simile a quella evidenziata da altre analisi concernenti emissioni di azioni a voto limitato negli Stati Uniti, in Canada e in Gran Bretagna.

Il differenziale, solitamente negativo, fra la quotazione delle azioni rnc e la quotazione delle ordinarie è al centro di tre verifiche econometriche su dati in cross-section.

In Penati e DiCorato (1989), viene esaminato un campione di 34 azioni rnc. Lo sconto, dato dalla differenza di prezzo fra ordinaria e risparmio diviso il prezzo dell'azione ordinaria (media giornaliera del biennio 1987-88), è ritenuto indicativo del valore del diritto di voto in eccesso al valore dei maggiori diritti patrimoniali delle risparmio. Questo sconto è regredito su tre variabili: una dummy indicativa della proprietà pubblica, la differenza tra il beta dell'ordinaria e quello della risparmio, e il rapporto fra il numero delle risparmio e il numero totale delle azioni (chiamato indice di discriminazione). Le prime due intendono cogliere il minore valore che il voto ha nelle società dell'area pubblica e il carattere di titoli difensivi delle risparmio<sup>8</sup>. Le motivazioni della terza non vengono invece esplicitate. La retta stimata (OLS) ha un  $R^2$  dell'83% e tutti i regressori, costante compresa, risultano significativi. Dai segni delle variabili esplicative emerge che la minore valutazione rispetto all'ordinaria cresce al crescere dell'indice di discriminazione mentre si riduce tanto più il beta dell'azione ordinaria supera quello della risparmio e se l'impresa appartiene al settore pubblico. La natura pubblica o privata del principale azionista appare anche l'elemento che più influisce sull'ampiezza dello sconto. Statistiche descrittive rivelano inoltre che nel biennio considerato lo sconto medio del campione ha mostrato una tendenza all'aumento. Dietro al valore medio vi sono valori individuali molto diversi l'uno dall'altro; il grado di eterogeneità del campione è tuttavia piuttosto stabile nel tempo<sup>9</sup>.

Andretta, Brioschi e Buzzacchi (1990) esaminano il rapporto fra le quotazioni delle azioni rnc e dell'ordinaria sulla base di un modello che collega la diversità di prezzo alla differente remunerazione, cioè la maggiorazione di dividendo, e al valore del diritto di voto. Vengono stimate 6 regressioni aventi quale variabile dipendente il rapporto fra i corsi secchi delle azioni di risparmio e ordinarie dei mesi di giugno e dicembre del triennio 1986-88. Il numero di società considerate varia da 36 a 74. I regressori che rappresentano dividendo addizionale e valore del voto sono misurati dal rapporto fra la maggiorazione (capitalizzata al tasso privo di rischio) e il prezzo a corso secco dell'ordinaria, e dalla partecipazione dell'azionista di maggioranza. La statistica  $R^2$  delle stime (OLS) va da un minimo del 14,5% a un massimo del 23,8%. Costante e maggiorazione risultano sempre di segno positivo e significative; positivo è anche il coefficiente della quota di controllo. La significatività di questa variabile si ha tuttavia solo ponendo uguale a uno la partecipazione del primo azio-

<sup>8</sup> Su questo aspetto si veda anche Caparrelli (1988).

<sup>9</sup> Per altre statistiche descrittive sui prezzi delle azioni di risparmio e delle azioni ordinarie si veda Cesarini (1984) e Scabini (1989).

nista nei casi di società dell'area pubblica. Questa modifica migliora anche la bontà delle stime: l' $R^2$  minimo sale al 21,1%, quello massimo al 44%. Miglioramenti si notano inoltre restringendo il campione alle azioni di risparmio più trattate e a quelle da più tempo quotate. Le risultanze econometriche indicano pertanto che la valutazione relativa delle risparmio è tanto più alta quanto maggiore è il dividendo addizionale e quanto minore è la quota del valore del controllo catturata dalle azioni ordinarie scambiate in borsa; si assume infatti che tale frazione sia proporzionale alla quota di ordinarie non posseduta dal primo azionista. Una analisi preliminare dei dati ha invece escluso una relazione significativa con il rapporto fra il numero delle azioni di risparmio e quello delle ordinarie.

Zingales (1990) si distingue dai due studi precedenti non solo nei regressori utilizzati, ma anche nella modalità di calcolo della variabile dipendente. Le variabili esplicative riguardano la natura del maggiore azionista (tre dummy: italiano o estero, società o famiglia, pubblico o privato), l'ampiezza dei benefici privati derivanti dal controllo (l'inverso del *price-earnings* o il *price to book value* e tre dummy di settore: industriale, finanziario e bancario), il grado di competizione nel mercato del *corporate control* (le quote di possesso dei primi due azionisti); a esse si aggiungono il dividendo maggiore goduto dalle risparmio (maggiorazione/quotazione azioni rnc) e una variabile di dimensione (il logaritmo delle capitalizzazione delle azioni ordinarie). La variabile dipendente non è il semplice rapporto fra lo scarto di prezzo rispetto all'ordinaria e il prezzo della risparmio, ma questo moltiplicato per il rapporto fra il numero delle azioni con diritto di voto necessario all'ottenimento dei benefici privati, assunto pari alla metà delle ordinarie, e il totale delle azioni in circolazione (somma di ordinarie e risparmio)<sup>10</sup>. Lo scarto così modificato assume il significato di valore relativo del diritto di voto. Il campione è formato da 83 società sulle 88 possibili, la variabile dipendente è misurata come media giornaliera del primo semestre del 1990, gli altri indicatori di borsa sono riferiti all'inizio di gennaio 1990, i dati sulla struttura proprietaria riflettono la situazione di fine 1989. La regressione (OLS) ha un  $R^2$  del 47%. In relazione alle sole variabili statisticamente significative emerge che sul valore del diritto di voto influiscono<sup>11</sup>:

- in senso negativo la proprietà pubblica, la quota del principale azionista (significatività modesta) e la maggiorazione di dividendo;
- in senso positivo l'appartenenza ai settori bancario e finanziario, il peso delle attività intangibili (misurato dal *price-earnings* o dal *price to book value*) e la quota del secondo maggiore azionista.

<sup>10</sup> Questo secondo rapporto si modifica leggermente nel caso in cui la società abbia emesso anche azioni privilegiate.

<sup>11</sup> Anche l'intercetta è significativa.

Tutte queste variabili hanno il segno previsto dall'ipotizzata relazione fra valore del voto, benefici privati e probabilità di un passaggio del controllo. La proprietà pubblica e la quota del primo azionista esercitano un effetto riduttivo sulla probabilità in questione, mentre vale il contrario per la quota del secondo azionista. Banche, società finanziarie e più in generale imprese poco trasparenti (rilevanti attività intangibili) appaiono le naturali candidate a costituire fonte di benefici privati. Da questi risultati e dalla non significatività della dummy per il settore industriale si conclude che tali benefici derivano più dalla distrazione delle risorse aziendali, che dall'esistenza di sinergie infragruppo. Attraverso una trasformazione della variabile concernente la quota del primo azionista emerge inoltre che il superare o meno la soglia del 50% non altera i risultati ottenuti; ciò viene interpretato come un'indicazione a supporto dell'esistenza di meccanismi di *profit sharing* che permettono anche ai possessori di importanti partecipazioni minoritarie di usufruire in certa misura dei benefici privati dell'azionista di maggioranza.

Le ricerche appena illustrate confermano sostanzialmente i modelli teorici di riferimento. Da un lato, la reazione positiva del mercato a fronte di prime emissioni di azioni di risparmio è in linea con il loro ruolo di estrazione dei benefici privati dei possibili acquirenti il controllo. Dall'altro, il differenziale di prezzo rispetto alle ordinarie pare riflettere il valore del voto, tenuto conto della minore rischiosità e del maggiore dividendo dei titoli di risparmio. Il valore del diritto di voto presente nelle quotazioni delle azioni di minoranza mostra inoltre di risentire delle aspettative circa l'entità dei benefici privati, la probabilità di una cessione del controllo e la probabilità di un coinvolgimento delle azioni di minoranza. Le variabili di struttura proprietaria utilizzate per cogliere le probabilità in parola non appaiono peraltro del tutto efficaci; tra esse, la più debole è di certo la quota del principale azionista, tant'è che il suo potere esplicativo risulta inferiore a quello della semplice natura pubblica o privata della proprietà. Dal confronto fra le diverse analisi emerge un'unica discordanza di rilievo: l'incidenza delle azioni di risparmio sul numero totale di azioni (o sulle sole ordinarie) è un regressore significativo solo in Penati-DiCorato (1989). Vale infine la pena di notare come in nessuna di esse trovi spazio la differente fiscalità delle due categorie di azioni.

## 6. Nuove evidenze

Le analisi empiriche di seguito presentate mirano a esplorare sia temi già affrontati in passato da altri ricercatori, sia temi nuovi nel dibattito sulle azioni di risparmio italiane. Abbiamo così ripreso in esame l'effetto sui corsi delle azioni con diritto di voto provocato dall'annuncio di una nuova emissione di azioni senza diritto di voto, e le determinanti dello scarto di quotazione rispetto alle ordinarie. Nel fare ciò si è cercato di individuare nuove proxy dei bene-

fici privati e della probabilità che di essi possano godere gli azionisti di minoranza, nonché di verificare l'importanza degli aspetti fiscali trascurati dalle analisi precedenti. Per approfondire la valutazione relativa delle due categorie di azioni abbiamo ritenuto opportuno esaminare anche la reazione espressa del mercato al sopraggiungere di un nuovo quadro normativo sugli scambi dei pacchetti azionari rilevanti (la legge Opa).

*Reazione del mercato all'annuncio di una emissione di azioni di risparmio.* Per esaminare l'impatto sui prezzi delle azioni ordinarie dell'annuncio di una emissione di azioni di risparmio non convertibili abbiamo scelto la metodologia dell'*event study*. Un approccio già seguito in precedenza da Zingales (1991). Il campione analizzato – i cui dettagli sono riportati nella tabella 1 – è costituito da 18 emissioni effettuate da 17 società quotate alla Borsa Milano nel periodo 1982-1990. Le società esaminate hanno realizzato un aumento del capitale sociale tramite l'emissione a pagamento di azioni di risparmio non convertibili. Nel campione sono presenti 8 aumenti «puri», 8 con contemporanea emissione gratuita di azioni ordinarie (*stock dividend*), uno con contemporanea emissione di obbligazioni convertibili ed infine una operazione accompagnata dal cambio del taglio delle azioni ordinarie.

Rispetto a Zingales (1991) si sono escluse le operazioni in cui venivano offerte anche azioni ordinarie a pagamento per evitare l'impatto inquinante dei loro possibili effetti negativi sulle quotazioni (trattati nel secondo paragrafo). Le distorsioni derivanti dall'inclusione degli aumenti parzialmente gratuiti sono state ritenute meno rilevanti; del resto, una verifica formale sul comportamento dei prezzi e dei volumi delle 8 azioni ordinarie delle società che hanno annunciato l'emissione gratuita di ordinarie e a pagamento di azioni di risparmio, ci ha permesso di accettare l'ipotesi di una sostanziale omogeneità di comportamento con le restanti emissioni pure, che hanno cioè annunciato solo l'emissione a pagamento di azioni di risparmio non convertibili.

Nella tabella 2 presentiamo i risultati del nostro *event study* che si discosta dal lavoro di Zingales (1991) per alcuni aspetti metodologici, ma che è comunque conforme agli standard della letteratura empirica economico-finanziaria (si veda Brown e Warner, 1985). Prezzi e controvalori negoziati sono stati analizzati per quattro differenti orizzonti temporali, onde verificare eventuali effetti di aggiustamento anticipato o ritardato dei parametri di mercato. Quale giorno di annuncio si è scelto quello in cui «il Sole 24 Ore» ha pubblicato la decisione del consiglio di amministrazione di proporre all'assemblea dei soci un aumento di capitale tramite azioni di risparmio a pagamento. Nella parte A della tabella notiamo che gli extra-rendimenti sono positivi, elevati e altamente significativi, sia nel giorno dell'annuncio, che nell'intervallo di tempo compreso fra il giorno precedente l'annuncio e quello successivo. Come si può osservare, i risultati non si modificano nel caso si stimi il modello di mercato con un indice di borsa diverso (MISE), che controlli per le note anomalie spesso

TAB. 1. *Campione degli aumenti di capitale (Date di annuncio, di stacco del diritto di opzione ed altre notizie)*

Società	Emissione a pagamento di azioni di risparmio n.c.			Emissioni a pagamento di azioni ordinarie nel periodo di cinque anni intorno all'emissione di azioni di risparmio n.c.			
	Date Annuncio	Date Stacco Diritto Opzione	Note	Date Annuncio	Date Stacco Diritto Opzione	Note	
1) ING. C. OLIVETTI & C.	6-5-82	22-9-82			n.d.		
2) PIRELLI & C.	9-2-85	22-4-85	(4)	7-3-84	21-5-84		
3) EUROMOBILIARE	20-2-85	20-5-85	(1)	12-11-82	18-4-83		
4) SASIB	13-3-85	5-6-85			n.d.		
5) GILARDINI	6-4-85	17-9-85	(1)	28-10-86	16-2-87		
6) BONIFICHE SIELE	11-5-85	20-8-85	(1)		n.d.		
	17-7-90	16-10-90		15-10-87	16-11-89	(2)	
7) TRIPCOVICH	29-5-85	17-3-86			n.d.		
8) PIRELLI SPA	18-9-85	18-11-85		8-9-83	19-3-84		
9) FINREX	5-10-85	17-12-85		26-11-85	16-12-86	(2)	
10) CIGA	6-11-85	17-2-85			n.d.		
11) RAS	5-12-85	17-3-86	(5)	6-5-83	16-11-83	(3)	
12) BNA	11-12-85	17-3-86	(1)		n.d.		
13) AEDES	2-1-86	17-3-86	(1)		n.d.		
14) ALCATEL	31-1-86	17-6-86	(1)		n.d.		
15) DANIELI	23-4-86	18-9-86			n.d.		
16) LLOYD ADRIATICO	6-5-86	18-11-86	(1)		n.d.		
17) CEMENTIERE DI MERONE	7-5-87	15-9-87	(1)		n.d.		

*Note:* (1) aumento misto: a pagamento per le n.c. e gratuito per le ordinarie; (2) aumento a pagamento sia per le azioni ordinarie che per le azioni di risparmio n.c.; (3) aumento misto: a pagamento e gratuito per le ordinarie con contemporanea operazione di cambio taglio azioni ordinarie; (4) contemporanea emissione di obbligazioni convertibili; (5) contemporanea operazione di cambio taglio azioni ordinarie.

TAB. 2. L'impatto sui prezzi delle azioni ordinarie dell'annuncio di una emissione di azioni di risparmio n.c.: periodo 1982-1990

Parte A. Analisi dei rendimenti in eccesso (in %)

Campione di 18 titoli ordinari quotati alla Borsa Valori di Milano

L'*event study* sui prezzi è stato condotto utilizzando il modello di mercato come descritto in Brown-Warner (1985). Il periodo dell'annuncio analizzato è di 10 giorni intorno alla data di annuncio rilevata sul quotidiano Il Sole 24 Ore. I parametri del modello di mercato sono stati stimati con la metodologia di Scholes-Williams (1977) nel periodo -210, ... -11. Le statistiche *t* di Student (tra parentesi tonda) sono state calcolate nell'assunzione di indipendenza degli eventi. Nel caso dei rendimenti cumulati medi annualizzati, dal giorno precedente l'annuncio alla data di stacco del diritto di opzione, la statistica *t* verifica l'ipotesi nulla che la media è uguale a zero.

Coefficiente	Periodo dell'evento			Da $t - 1$ data annuncio a $t - 1$ data stacco diritto	
	Giorno Annuncio $t = 0$	3 giorni $t = -1,0 + 1$	21 giorni $t = -10,0 + 10$	Durata periodo in giorni di borsa Media Mediana	Rendimento in eccesso cumulato e annualizzato
$\hat{\beta}$ medio					
A.1 Modello di mercato stimato con l'indice Comit Globale					
0,858	1,707 (5,14)	1,687 (3,09)	0,111 (0,04)	80,5 67	-11,70 (-1,21)
A.2. Modello di mercato stimato con l'indice MISE					
1,47	1,761 (5,15)	1,817 (3,27)	-0,064 (-0,17)	80,5 67	-2,36 (-0,21)

Parte B. Analisi dei controvalori in eccesso dei quantitativi negoziati (in milioni di lire)

Campione di 17 titoli ordinari quotati alla Borsa Valori di Milano<sup>1</sup>

L'*event study* sui volumi è stato condotto utilizzando il seguente modello di mercato:

$$V_{it} = \alpha_i + \beta_i V_{mt} + \epsilon_{it}$$

dove  $V_{it}$  sono i controvalori del titolo e  $V_{mt}$  sono i controvalori totali della Borsa Valori di Milano. Il periodo dell'annuncio analizzato è di 10 giorni intorno alla data di annuncio rilevata sul quotidiano Il Sole 24 Ore. I parametri del modello di mercato sono stati stimati nel periodo -210, ... -11. Le statistiche *t* di Student (tra parentesi tonda) sono state calcolate nell'assunzione di indipendenza degli eventi. Per il periodo dal giorno precedente l'annuncio al giorno precedente la data di stacco del diritto di opzione, abbiamo calcolato il controvalore medio giornaliero in eccesso; la relativa statistica *t* verifica l'ipotesi nulla che la media è uguale a zero.

Giorno Annuncio $t = 0$	Periodo dell'evento		Da $t = t - 1$ data stacco diritto	
	3 giorni $t = -1,0 + 1$	21 giorni $t = -10,0 + 10$	Durata periodo in giorni di borsa $t = -10,0 + 10$ Media Mediana	Media giornaliera
230,79 (22,20)	361,73 (26,92)	2195,58 (23,24)	83,2 69	16,67 (0,21)

<sup>1</sup> Il campione di titoli utilizzato per l'analisi dei controvalori è stato ridotto a 17 per la indisponibilità dei dati sui quantitativi scambiati per il periodo antecedente il 1984.

rilevate in tal genere di esercizi. Come già rilevava Zingales (1991), l'annuncio di una emissione di azioni senza diritto di voto è dunque una buona notizia per gli azionisti ordinari, tanto da produrre un significativo incremento del valore di mercato del loro investimento<sup>12</sup>. Osservando le informazioni riportate nella tabella 1 si nota che gran parte delle operazioni sono state portate a termine in anni di forte rialzo del mercato azionario; momenti come si sa, spesso popolati da investitori poco sofisticati (*noise traders*) che possono aver influenzato significativamente la reazione del mercato. La metodologia seguita ci consente, tuttavia, di controllare per i movimenti generali del mercato. Abbiamo poi esteso ulteriormente l'orizzonte temporale di analisi: in un primo caso ampliando a un periodo di 10 giorni prima e 10 giorni dopo la pubblicazione della notizia, e in un secondo caso andando a osservare l'effetto globale dal giorno precedente l'annuncio al giorno precedente la data di stacco del diritto di opzione relativo alla sottoscrizione delle nuove azioni di risparmio. In entrambi i test gli extra-rendimenti non sono statisticamente diversi da zero: la reazione positiva del mercato sembra quindi esaurirsi nei giorni immediatamente adiacenti alla comunicazione della decisione sociale.

Nella parte B riportiamo i risultati per le analisi dei controvalori in eccesso. Attraverso questi test è possibile approfondire il comportamento e la valutazione che il mercato compie della nuova informazione. Difatti i volumi ci dicono qualcosa di nuovo: gli scambi sono particolarmente elevati e altamente significativi in ogni orizzonte temporale dell'*event study*, tranne nel periodo più ampio che si estende sino al giorno precedente lo stacco del diritto d'opzione. Volumi così elevati sono in genere associabili ad una ampia eterogeneità di valutazioni da parte degli investitori. In realtà un'analisi dei singoli giorni compresi nella finestra allargata di dieci giorni prima e dopo l'evento (non riportata in tabella) svela che gli scambi sono particolarmente elevati nei giorni precedenti la pubblicazione della notizia<sup>13</sup>.

I risultati empirici dell'*event study* sottolineano la specificità della reazione del mercato agli annunci di aumenti di capitale a pagamento per azioni senza diritto di voto; specificità che nasce dalla constatazione che gli aumenti di capitale a pagamento di azioni ordinarie producono prevalentemente extra-rendimenti negativi (si veda la rassegna di Korayczyk, Lucas e McDonald, 1990). La reazione del mercato all'annuncio di una emissione con azioni di risparmio

<sup>12</sup> Analoghi risultati empirici sono evidenziati anche in studi internazionali: si veda ad esempio Partch (1987) e Ang e Megginson (1989).

<sup>13</sup> Ci siamo chiesti se i risultati sull'analisi dei volumi fossero sensibili a qualche problema metodologico. A tal fine abbiamo stimato il modello di mercato con i controvalori trasformati in forma logaritmica per controllare i problemi di non-normalità e ad effettuare dei test di significatività come suggerito da Ajinkya e Jain (1989). In ogni caso le nostre conclusioni non vengono modificate: gran parte degli scambi è stata effettuata prima dell'arrivo sul mercato della notizia.

appare pertanto simile alla reazione a decisioni di indebitamento, a decisioni di disinvestimento o a decisioni di quotare società figlie controllate dalle holding (gli *equity carve-outs*). Tale specificità merita pertanto un esame più approfondito teso a verificare se, anche nel caso italiano, la reazione del mercato è veramente diversa non solo da zero, come appena confermato, ma anche dagli extra-rendimenti che si osservano agli annunci degli aumenti di capitale con titoli ordinari. Per far ciò abbiamo individuato - tra le società riportate nella tabella 1 - quelle che hanno effettuato un aumento di capitale a pagamento di azioni ordinarie in un periodo temporale alquanto vicino alla decisione di emettere azioni di risparmio non convertibili. Nella parte destra della tabella 1 riportiamo i principali dettagli di questo campione. Esso è stato costituito individuando le società che hanno staccato il diritto di opzione per l'aumento a pagamento di titoli ordinari in un periodo di cinque anni, centrato sull'anno di stacco del diritto di opzione per l'aumento a pagamento dei titoli di risparmio. Il campione finale è risultato di 7 emissioni, tenendo anche conto di eventuali operazioni di cui non si rendevano disponibili i dati di mercato. Per queste emissioni abbiamo condotto un *event study* seguendo la medesima metodologia utilizzata in precedenza, ed ottenendo per il giorno dell'annuncio un extra-rendimento per le azioni ordinarie del -1,78% con l'indice Comit Globale (*t-stat* -3,81 valore  $p < 0,01$ ) e del -1,97% con l'indice MISE (*t-stat* -3,95 valore  $p < 0,01$ ). Gli extra-rendimenti delle azioni ordinarie nel giorno dell'annuncio dell'emissione di titoli di risparmio per questo sottocampione sono il +2,75% con l'indice Comit Globale (*t-stat* 5,44 valore  $p < 0,01$ ) e il +2,81% con l'indice MISE (*t-stat* +5,65 valore  $p < 0,01$ ). Il confronto statistico tra gli extra-rendimenti osservati nel giorno dell'annuncio degli aumenti di capitale a pagamento conferma la loro sostanziale diversità: il test *t* è pari a 2,88 (valore  $p < 0,01$ ) nel caso dell'indice Comit e 3,04 (valore  $p < 0,01$ ) per l'indice MISE. Sebbene le conclusioni che si possono trarre su un così modesto campione siano al più indicative, rimane il fatto che almeno per questo sottocampione la reazione del mercato all'annuncio di due differenti aumenti di capitale a pagamento sia sostanzialmente diversa.

Il quesito successivo che ci siamo posti di fronte a questa evidenza empirica è: *quali sono le determinanti dell'effetto-annuncio di un aumento di capitale con le azioni di risparmio?* Come detto in precedenza, i modelli teorici razionalizzano il ricorso alle azioni senza voto con la possibilità per chi cede la propria impresa di estrarre una quota maggiore dei benefici privati ottenuti dall'acquirente. Gli effetti sul prezzo delle azioni ordinarie esistenti dovrebbero quindi collegarsi all'entità dei benefici privati e alla vicinanza del numero di azioni di risparmio effettivamente emesse alla quantità ottimale. A livello empirico nessuno di questi elementi risulta direttamente osservabile. Sul fronte dei benefici privati si possono tuttavia identificare delle proxy basate sull'assunzione che i benefici dei possibili acquirenti siano proporzionali a quelli degli attuali soci di controllo. Alcune variabili che possono associarsi a questi

benefici sono rintracciabili nelle caratteristiche degli aumenti realizzati; riteniamo infatti che un maggiore importo raccolto e un più elevato sovrapprezzo non possano che accrescere i vantaggi di chi controlla l'impresa: il primo influisce sull'ammontare di risorse a completa disposizione del principale azionista per il perseguimento dei suoi obiettivi privati, il secondo diluisce i privilegi patrimoniali riconosciuti agli azionisti di risparmio. Considerando che i benefici privati rappresentano costi di agenzia per gli azionisti di minoranza è possibile considerare anche il *payout* una proxy (inversa) di tali benefici. Come noto, nella letteratura sui costi di agenzia i dividendi sono considerati uno strumento atto a limitare i comportamenti opportunistici di chi può trarre dall'impresa benefici privati (soci di controllo o manager): all'aumentare del tasso di distribuzione dell'utile si riducono le risorse da sfruttare in modo opportunistico<sup>14</sup>. Alti *payout* possono quindi significare minori benefici privati. Sempre nell'ipotesi che anche le azioni di minoranza possano godere di una parte del valore di questi benefici in occasione di un trasferimento del controllo societario, vi dovrebbe essere una relazione inversa fra il livello del *payout* e l'extra-rendimento delle ordinarie.

Regredendo con il metodo OLS l'extra-rendimento (EXR) dei 18 titoli nel giorno dell'annuncio ( $t = 0$ ) sul rapporto fra il sovrapprezzo e il valore nominale dell'azione (SOV), sulla maggiorazione di dividendo sul valore nominale (YIELD), sull'ammontare dell'emissione di azioni di risparmio espresso in forma logaritmica (EMI) e sul *payout* dell'esercizio precedente alla decisione di emettere azioni di risparmio si ottengono i seguenti risultati:

EXR =	Costante	SOV	YIELD	EMI	PAYOUT
coefficienti	0,0299	-0,0002	-0,0796	0,0019	-0,0785
t	(0,41)	(-0,22)	(-0,09)	(0,43)	(-3,49)

R<sup>2</sup> (corretto) = 42,1%; F = 3,91 (valore p = 0,02); numero di osservazioni = 18.

Le caratteristiche dell'operazione sul capitale e la dimensione del privilegio sul dividendo non sembrano quindi spiegare il comportamento del mercato nel giorno dell'annuncio<sup>15</sup>. Capacità esplicativa dimostra invece la variabile di *payout*. Conformemente alle attese, la risposta positiva delle quotazioni è tanto minore quanto maggiore è il tasso di distribuzione dell'utile. Questi risultati sono corroborati dal fatto che la semplice regressione univariata dell'extra-rendimento sul *payout* raggiunge un R<sup>2</sup> (corretto) pari al 55%. Quale proxy dei

<sup>14</sup> Sul rapporto fra *payout* e costi di agenzia in Italia si veda Murgia (1993).

<sup>15</sup> Risultati simili sono raggiunti anche da Zingales (1991). Zingales, tuttavia, riporta (p. 403) che l'ammontare del sovrapprezzo risulta correlato positivamente con l'extra-rendimento, senza però indicare se la relazione sia statisticamente significativa.

costi di agenzia abbiamo anche incluso tra i regressori il rapporto di indebitamento precedente all'emissione (debiti finanziari/mezzi propri), ma il coefficiente stimato non è mai risultato significativo sia nella regressione univariata che nel modello multivariato comprensivo del rapporto di *payout*.

*Gli effetti della legge Opa sul valore relativo delle azioni di risparmio.* Nel 1992 è stata approvata una legge fondamentale per un efficiente e competitivo funzionamento del nostro mercato azionario. In questa sezione presentiamo alcune analisi realizzate per verificare l'impatto della nuova normativa sul valore delle azioni di risparmio. La metodologia prescelta si basa ancora sull'*event study*. Abbiamo esaminato come hanno reagito le quotazioni delle società che durante il 1992, quotavano anche azioni di risparmio non convertibili accanto ai titoli ordinari; il campione finale è risultato di 83 imprese. L'annuncio dell'approvazione definitiva della nuova normativa sulle Opa è giunto durante la seduta di borsa di venerdì 31 gennaio 1992. Sebbene l'approvazione fosse attesa, il rispetto dei termini prima dello scioglimento delle Camere fu una vera sorpresa per il mercato<sup>16</sup>. Con riferimento ai modelli di valutazione relativa ricordati in precedenza, l'approvazione di questa legge dovrebbe avere effetti positivi sulle azioni ordinarie trattate sul mercato, in quanto aumenta la probabilità che anche i titoli di minoranza godano del premio di controllo nel caso di cessioni societarie. Nei casi di società per le quali la probabilità di una cessione non è nulla, il differenziale di prezzo tra queste azioni e quelle di risparmio dovrebbe pertanto aumentare.

Nella tabella 3 riportiamo i risultati dell'*event study*. Notiamo che i prezzi delle azioni ordinarie hanno subito, mediamente, una rivalutazione positiva mentre il contrario è accaduto per i titoli di risparmio. Gli effetti però non sembrano inequivocabilmente significativi: le statistiche *t* sono significative solo in alcuni dei diversi orizzonti temporali analizzati e solo con l'indice MISE. Nel valutare questi dati non bisogna tuttavia dimenticare che nel campione esaminato vi sono anche imprese pubbliche per le quali la probabilità di una cessione era molto prossima allo zero (nel febbraio del 1992 i propositi di privatizzazione non erano ancora molto chiari). Resta comunque qualche ragione per dubitare che tale annuncio abbia prodotto dei significativi effetti sul valore di mercato dei titoli<sup>17</sup>. Accanto alle statistiche *t* sulla significatività degli extra-rendimenti, abbiamo calcolato un test *t* sull'uguaglianza delle medie. Questa statistica ci consente di sostenere che l'impatto sui prezzi delle azioni

<sup>16</sup> Queste considerazioni sono il frutto dell'analisi condotta sia sul quotidiano «Il Sole 24 Ore» che nell'archivio delle notizie ANSA diramate sul circuito telematico della Borsa Valori Italiana.

<sup>17</sup> A questo proposito si può aggiungere che i controvalori in eccesso del giorno dell'annuncio e dell'intervallo che si estende al giorno successivo non sono risultati statisticamente diversi da zero.

TAB. 3. *L'impatto sui prezzi delle azioni ordinarie e delle azioni di risparmio n.c. dell'annuncio dell'approvazione della legge sulle O.P.A.*

Analisi dei rendimenti in eccesso (in %)  
Campione di 83 società quotate alla Borsa Valori di Milano

L'*event study* sui prezzi è stato condotto utilizzando il modello di mercato come descritto in Brown-Warner (1985). Il periodo dell'annuncio analizzato è di 10 giorni intorno alla data del 31 gennaio 1992. I parametri del modello di mercato sono stati stimati con la metodologia di Scholes-Williams (1977) nel periodo -210, ... -11. Le statistiche *t* di Student (tra parentesi tonda) sono state calcolate nell'assunzione di dipendenza degli eventi.

Titoli	Coefficiente $\hat{\beta}$ medio	Periodo dell'evento		
		Giorno Annuncio $t = 0$	2 giorni $t = 0, + 1$	11 giorni $t = 0, + 10$
<b>A.1 Modello di mercato stimato con l'indice Comit Globale</b>				
Ordinari	0,842	0,172 (0,64)	0,587 (1,56)	0,578 (0,65)
Risparmio n.c.	0,789	-0,496 (-1,56)	-0,263 (-0,59)	-0,659 (-0,63)
<i>T-stat</i> <sup>a</sup> (valore p)		2,64 (< 0,01)	2,58 (< 0,01)	1,44 (0,03)
<b>A.2 Modello di mercato stimato con l'indice MISE</b>				
Ordinari	1,070	0,265 (1,61)	0,575 (2,47)	0,863 (1,58)
Risparmio n.c.	0,977	-0,426 (-2,59)	-0,304 (-1,30)	-0,729 (-1,34)
<i>T-stat</i> <sup>a</sup> (valore p)		2,74 (< 0,01)	2,69 (< 0,01)	2,14 (0,03)

<sup>a</sup> Il test *t* verifica l'ipotesi che gli extra-rendimenti dei titoli ordinari siano diversi dagli extra-rendimenti dei titoli di risparmio n.c. Nel caso il test F sull'uguaglianza delle varianze delle due distribuzioni rifiuti l'ipotesi nulla, il test *t* è stato approssimato con la metodologia di Cochran-Cox.

ordinarie rispetto ai prezzi dei titoli di risparmio della medesima società è stato, in media, significativamente differente. Tenendo presente quanto inattesa era in quel periodo l'approvazione della legge, il mercato è riuscito in due giorni a rivalutare mediamente il prezzo delle azioni ordinarie rispetto alle risparmi di un ulteriore 0,7-0,8% (*risk-adjusted*).

Nel tentativo di spiegare queste reazioni abbiamo effettuato delle analisi seguendo una duplice metodologia, onde avere delle più robuste conferme. Con il primo approccio abbiamo regredito in cross-section gli extra-rendimenti osservati all'annuncio della nuova legge. Le variabili indipendenti comprendono un primo gruppo di regressori identificativi della struttura proprietaria e dei possibili benefici privati (quota del primo azionista, quota del secondo azionista, numero totale degli azionisti, *payout*, dummy settoriali, ecc.), e un secondo gruppo di regressori destinati a controllare effetti diversi: la dimensione (logaritmo della capitalizzazione), la liquidità (logaritmo del numero di azioni scambiate), lo *spread* ordinaria-risparmio nel giorno precedente l'annuncio, e molte altre ancora. Le semplici regressioni OLS sono risultate tutte inconclusive; alcune regressioni *stepwise* sulla differenza tra gli extra-rendimenti dell'ordinaria e gli extra-rendimenti della relativa azione di risparmio hanno tuttavia indicato come significative al 10% la variabile di liquidità (con segno positivo) e il *payout* (con segno negativo). Con il secondo approccio abbiamo classificato sulla base di alcune variabili gli extra-rendimenti delle azioni ordinarie e delle azioni di risparmio ed abbiamo confrontato con un semplice test t la significatività della differenza tra le medie dei due gruppi. Tale esercizio è stato effettuato classificando le società sulla base della struttura proprietaria (pubbliche e private; quota di controllo del primo azionista superiore o inferiore al 50%) e sulla base della dimensione (capitalizzazione di borsa alla data del 30 gennaio 1992). Anche queste analisi - al pari delle regressioni - sono risultate tutte inconclusive o addirittura sorprendenti, quando si è notato che gli extra-rendimenti delle azioni ordinarie (57 casi: +0,351%) delle società fortemente controllate (primo azionista con quota superiore al 50%) sono risultati mediamente superiori agli extra-rendimenti delle azioni ordinarie (26 casi: +0,075%) con quota di controllo del primo azionista inferiore al 50%. Le differenze però non sono statisticamente significative e non è pertanto possibile trarre alcuna conclusione. In definitiva, con entrambe le metodologie non troviamo delle plausibili spiegazioni al comportamento del mercato all'annuncio dell'approvazione della legge Opa. La reazione del mercato e la debolezza del legame con i fattori che in teoria avrebbero dovuto influenzarne l'entità lasciano spazio all'ipotesi che il provvedimento legislativo abbia destato fiducia, mista però a una certa dose di scetticismo o di confusione interpretativa. A riprova di ciò, abbiamo esaminato anche il secondo importante appuntamento della legge Opa: l'approvazione del regolamento di attuazione da parte della CONSOB. Gli extra-rendimenti del giorno 5 giugno 1992 (data di diffusione della notizia sul quotidiano Il Sole 24 Ore) sono, in media, negativi e dell'ordine dell'1,6%

sia per le azioni ordinarie che per le azioni di risparmio. Il test t di significatività (nell'assunzione di dipendenza cross-sezionale) raggiunge il livello di 6,02 per il campione delle ordinarie e di 5,09 per le risparmio. Questa ulteriore evidenza empirica ci porta a ritenere che la reazione alla legge Opa fu forse trascinata da un certo ottimismo iniziale e poco correlata, in ogni caso, a possibili contese societarie. Su quest'ultimo aspetto pesano i più volte citati dubbi circa la reale capacità delle proxy di struttura proprietaria utilizzate di cogliere la probabilità di un trasferimento del controllo e la probabilità di un coinvolgimento delle azioni di minoranza.

*Valore del voto e scarto di prezzo rispetto alle azioni ordinarie.* In questa sezione conduciamo una nuova analisi empirica alla ricerca delle determinanti del valore del diritto di voto, un valore che dovrebbe essere approssimato da alternative misurazioni dello *spread* tra i prezzi dei titoli ordinari e di risparmio. Un tema, come già visto in precedenza, ampiamente esaminato sia dalla letteratura internazionale, sia da quella italiana. Il nostro contributo a questo tema va in diverse direzioni. Innanzitutto l'arrivo della nuova normativa sulle Opa potrebbe avere modificato le stime presentate in passato da altri ricercatori, e la stessa reazione del mercato potrebbe contribuire a svelare delle relazioni che non erano state chiaramente individuate. In secondo luogo discuteremo l'influenza di altre variabili di controllo trascurate in precedenti lavori empirici.

Le società esaminate in questo test sono state estratte dal campione di 83 imprese oggetto dell'*event study* sull'annuncio della legge Opa visto nella precedente sezione.

Nella formulazione del modello empirico da noi adottato si è posta l'esigenza di utilizzare società con azioni ordinarie e di risparmio non convertibili che avessero pagato dividendi (per entrambi i titoli) nel corso del periodo febbraio-settembre 1992, cioè il periodo successivo all'introduzione della normativa sulle Opa. Abbiamo pertanto dovuto escludere dal campione 18 società che non hanno pagato il dividendo e altre 3 società che pur avendolo pagato hanno staccato un diritto d'opzione per operazioni sul capitale nel giorno ex-dividendo. Il campione finale di questa sezione empirica è pertanto di 62 società quotate alla Borsa Valori di Milano.

Come in altre analisi, la metodologia si basa su una regressione multivariata. La variabile dipendente approssima il valore del diritto di voto ed è calcolata in due modi:

$$VOPR = (Por - Prs)/Prs$$

$$RVOPR = (((1/2)*NAZor)/NAZt)*((Por - Prs)/Prs)$$

dove Por e Prs sono i prezzi di fine mese rispettivamente per l'azione ordinaria e per l'azione di risparmio; NAZor e NAZt sono rispettivamente il numero

di azioni ordinarie e il numero di azioni totali (di tutte le categorie) in circolazione nel mese. Entrambi queste formulazioni della variabile dipendente sono state originariamente proposte da Zingales (1990) e sono state da noi riprese. Tra le variabili esogene abbiamo ritenuto opportuno innanzitutto riesaminare il ruolo della diversa tassazione dei due titoli. Infatti, la speciale procedura di campionamento sopra descritta trova la sua giustificazione proprio nell'esigenza di quantificare questo tipo di variabile di controllo. Una variabile che è sempre stata trascurata, o addirittura ritenuta ininfluenza, per la determinazione dello *spread* ordinaria-risparmio<sup>18</sup>.

In questo studio proponiamo una variabile molto specifica per stimare il grado di eterogeneità fiscale delle due categorie di azionisti della società e quindi il suo impatto sullo *spread* dei prezzi. La sua derivazione trae spunto da Michaely e Murgia (1993) e viene ricavata come differenza tra il *dividend-premium* dei due titoli nel giorno di stacco del dividendo (si veda l'appendice per una descrizione analitica). Nel lavoro citato si evidenzia come questa statistica sia in grado di segnalarci la diversità dell'aliquota fiscale media ponderata implicita nei prezzi cum ed ex-dividendo. Nel caso italiano, il calcolo è reso forse più semplice per la constatazione che il *dividend-premium* delle azioni di risparmio è fortemente omogeneo dal punto di vista fiscale. In altri termini, la discesa del prezzo ex non è statisticamente diversa dal 15% del dividendo, o come dire che – data la tassazione secca del 15% di questi titoli – i prezzi di mercato mostrano una quasi perfetta rispondenza con il sistema di tassazione. Ciò significa che i possessori di azioni di risparmio non cercano di evitare questo tipo di imposizione impegnandosi in un *trading* fiscale (vendita dei titoli nel giorno che precede lo stacco del dividendo e riacquisto il giorno di stacco). Questo comportamento si riscontra invece da parte degli azionisti ordinari che, in occasione dello stacco, impostano operazioni di compravendita dettate dalla loro eterogeneità fiscale (il dividendo viene incassato da chi ne ha la maggiore convenienza potendo godere del credito d'imposta e eventualmente di aliquote fiscali inferiori all'Irpeg). Utilizzando quindi il *dividend-premium* delle azioni di risparmio come *benchmark*, la differenza con l'analoga misura dell'azione ordinaria ci dovrebbe fornire una sufficiente statistica sul grado di eterogeneità fiscale dell'azionariato attuale della società. Naturalmente tanto è

<sup>18</sup> Come già evidenziato in precedenza, tutti gli studi empirici italiani citati tacciono su questo punto. Andretta, Brioschi e Buzzacchi (1990, p. 93) sostengono che il comportamento dei risparmiatori che non chiedono di rendere nominative le azioni di risparmio sarebbe irrazionale. Questa affermazione sostiene, implicitamente, che l'aliquota fiscale media ponderata degli azionisti di risparmio sarebbe inferiore al 36%; inoltre trascura le probabili frizioni presenti nel nostro mercato. Infatti, le aziende di credito ed altri intermediari accettano malvolentieri di chiedere alle società quotate la modifica del titolo da al portatore a nominativo, e spesso vengono richieste delle commissioni che vanificano il maggiore rendimento da dividendo delle azioni di risparmio, incentivando i risparmiatori a mantenere il titolo al portatore.

maggiore la differenza, tanto maggiore è l'eterogeneità fiscale che produrrà, sulla base delle previsioni dei modelli di equilibrio al netto della tassazione, una riduzione dei prezzi dei titoli ordinari per richiedere un rendimento più elevato dopo le tasse. Di conseguenza la nostra ipotesi è che la relazione con il valore del diritto di voto sia negativa.

La seconda variabile di controllo attiene alle differenze di remunerazione in tema di dividendo. A questo fine abbiamo calcolato il rapporto tra il maggiore dividendo erogato all'azione di risparmio rispetto all'ordinaria sul prezzo di mercato dell'azione di risparmio del 30 gennaio 1992. In passato questa variabile usata in altri studi ha evidenziato spesso un coefficiente stimato negativo e altamente significativo.

Una terza variabile indipendente riguarda il rischio relativo dei due titoli. Nel lavoro di Penati e DiCorato (1989) si evidenzia come la semplice differenza dei coefficienti beta stimati sia una significativa determinante del diritto di voto. Anche nel nostro lavoro abbiamo utilizzato questo risultato e la variabile è calcolata come differenza tra i coefficienti beta stimati con la metodologia di Scholes e Williams (1977) in un periodo di circa 200 giorni di borsa precedenti al giorno  $t = -11$ , dove  $t = 0$  corrisponde al 31 gennaio 1992.

La quarta variabile di controllo costituisce una misura di liquidità relativa dei due titoli. Essa è calcolata come media dei rapporti tra i turnover settimanali dell'ordinaria e della risparmio nel periodo febbraio-settembre 1992. Di frequente si sostiene che le azioni di risparmio sarebbero titoli fortemente illiquidi. In realtà non sempre viene notato che guardando a una misura come il *turnover*, sono le risparmio ad avere un grado di liquidità maggiore. Nella tabella 4 dove riassumiamo la statistica descrittiva delle variabili utilizzate nelle regressioni si può notare infatti che il valore medio del rapporto tra i *turnover* (RELTURNV) è inferiore a 1. A questo fine una variabile più consona sarebbe il differenziale dei prezzi denaro-lettera, peraltro molto difficile da stimare adeguatamente nel nostro mercato dato che non è osservabile. Ma anche se fosse possibile, riteniamo che esso sarebbe ancora maggiore per le azioni ordinarie dove è più probabile che si concentri l'*information-trading* che in genere amplifica appunto il *bid-ask spread*. Se il supposto premio per la liquidità delle ordinarie fosse incorporato nei prezzi relativi dovremmo osservare una relazione positiva, mentre se ciò non è vero osserveremo una relazione inconsistente con tale ipotesi.

La quinta variabile utilizzata come regressore è il rapporto tra la capitalizzazione di mercato e i mezzi propri contabili (*price to book value*) che, come suggerito da Zingales (1990), dovrebbe avere una relazione positiva e approssimare le attività intangibili e quindi i benefici privati estraibili dagli azionisti di controllo. Il rapporto è calcolato includendo al numeratore la capitalizzazione di borsa di tutti i titoli della società quotati al 30 gennaio 1992 rispetto ai mezzi propri dell'esercizio 1991. Le altre variabili indipendenti incluse nelle regressioni costituiscono le proxy dell'assetto proprietario e sono rilevate dalle

TAB. 4. *Statistiche descrittive delle variabili usate nelle regressioni (N = 62)*

Parte A. Statistica univariata

La variabile dipendente approssima il valore del diritto di voto ed è stata calcolata in due modi diversi: nel primo (VOPR) è data dalla media dei valori di fine mese del periodo febbraio-settembre 1992 del seguente rapporto:  $(Por-Prs)/Prs$ , dove  $Por$  è il prezzo dell'azione ordinaria e  $Prs$  è il prezzo dell'azione di risparmio non convertibile; mentre nella seconda modalità (RVOPR) abbiamo adottato la correzione di Zingales (1990) ed è stata calcolata come il prodotto tra VOPR e il rapporto  $(0,5*NAZor)/NAZt$ , dove  $NAZor$  è il numero di azioni ordinarie in circolazione nel mese e  $NAZt$  è il numero di azioni in circolazione nel mese e  $NAZt$  è il numero di azioni in circolazione totale. TAXETER è la variabile che approssima il livello di eterogeneità fiscale degli azionisti della società, ed è stata calcolata come differenza tra il dividend premium dell'anno 1992 dell'azione ordinaria e dell'azione di risparmio n.c.; per la metodologia di calcolo dei dividend premium nel periodo ex-dividendo si veda Michaely-Murgia (1992). MAGDYIELD è il rapporto tra la differenza dei dividendi unitari dell'azione di risparmio e dell'azione ordinaria pagati durante il 1992 rispetto al prezzo dell'azione di risparmio rilevata il 30 gennaio 1992. DIFBETA è la differenza tra i coefficienti beta dell'azione ordinaria e dell'azione di risparmio n.c. calcolati con la metodologia di Scholes-Williams (1977) in un periodo di 200 giorni precedenti il giorno  $t-11$  dove  $t$  è il giorno di annuncio di approvazione della legge OPA. RELTURNV è il rapporto medio dei turnover settimanali tra l'azione ordinaria e l'azione di risparmio n.c. nel periodo febbraio-settembre 1992. LOGAZION è il logaritmo naturale del numero degli azionisti rilevati dalle pubblicazioni di ANALITICA a fine anno 1991. QUOTAPRIMO è la percentuale del capitale ordinario detenuta dal principale azionista (o gruppo di controllo) della società rilevata dalle pubblicazioni di ANALITICA a fine anno 1991. QUOTASECON è la percentuale del capitale ordinario detenuta dal secondo principale azionista (o secondo gruppo di controllo) della società rilevata dalle pubblicazioni di ANALITICA a fine anno 1991; nel caso ANALITICA non indichi la presenza di un tale secondo importante azionista il valore è stato posto pari a zero. DXROPA è la differenza tra l'extra-rendimento dell'azione ordinaria e l'extra-rendimento dell'azione di risparmio nel giorno dell'annuncio dell'approvazione della legge OPA. DUMMYBANK, DUMMYINDU, DUMMYHOFI e DUMMYPUBL sono delle variabili di comodo che assumono un valore pari a 1 quando la società è, rispettivamente, appartenente al settore bancario, appartenente a settori manifatturieri, una holding o finanziaria, appartiene all'area pubblica.

Variabile	Media	Std Dev	Mediana	Minimo	Massimo
Dipendente					
VOPR	0,87788	1,02367	0,59560	-0,71791	4,96326
RVOPR	0,31490	0,37805	0,22210	-0,35645	1,86319
Indipendente					
TAXETER	-0,43529	1,66110	-0,25122	-11,22150	1,72599
MAGDYIELD	0,01373	0,033,6	0,00796	0,00139	0,26374
DIFBETA	0,06037	0,42671	0,07165	-1,24230	0,89879
RELTURNV	0,72248	0,60445	0,57801	0,03300	3,57900
PBOOKVAL	1,55110	1,17686	1,21417	0,52814	7,82524
LOGAZIONI	8,33510	1,72132	8,16052	4,71850	11,84940
QUOTAPRIMO	0,53453	0,18688	0,55810	0,07900	0,94260
QUOTASECON	0,07551	0,07622	0,05430	0	0,30060
DXROPA	0,00875	0,02032	0,00684	-0,02996	0,07682
Indipendente: dummies			numero di osservazioni = 1		
DUMMYBANK			5		
DUMMYINDU			29		
DUMMYHOFI			18		
DUMMYPUBL			5		

TAB. 4. Statistiche descrittive delle variabili usate nelle regressioni (N = 6)

Parte B. Matrice di correlazione dei regressori (coefficienti di Pearson)

B1. Regressori equazioni (1)

	TAXETER	MAGDYIELD	DIFBETA	RELTURNV	PBOOKVAL	DXROPA
TAXETER						
MAGDYIELD	0,126					
DIFBETA	0,126	-0,121				
RELTURNV	0,260*	-0,051	0,222			
PBOOKVAL	-0,056	-0,179	-0,300*	-0,162		
DXROPA	-0,158	0,064	-0,111	0,260*	-0,130	

B2. Regressori equazione (2)

	TAXETER	MAGDYIELD	DIFBETA	RELTURNV	PBOOKVAL	DUMMYBANK	DUMMYINDU	DUMMYHOPI	DUMMYPUBL	LOGAZION	QUOTAPRIMO	QUOTASECON
TAXETER												
MAGDYIELD	0,126											
DIFBETA	0,126	-0,121										
RELTURNV	0,260*	-0,051	0,222									
PBOOKVAL	-0,058	-0,179	-0,300*	-0,162								
DUMMYBANK	0,040	-0,056	0,184	-0,076	-0,115							
DUMMYINDU	-0,098	0,261*	-0,264*	-0,189	-0,078	-0,189						
DUMMYHOPI	0,170	-0,128	0,228	0,312*	-0,101	-0,278*	-0,600*					
DUMMYPUBL	0,044	-0,03	0,209	0,183	0,157	0,347*	-0,059	-0,040				
LOGAZION	-0,124	-0,024	0,024	0,159	-0,050	0,342*	-0,126	-0,228	0,322*			
QUOTAPRIMO	-0,053	0,091	0,280*	0,026	-0,071	-0,050	-0,173	0,125	0,143	-0,334*		
QUOTASECON	-0,124	0,027	-0,190	-0,283*	0,141	-0,090	0,127	0,007	-0,260*	0,029	-0,451*	

\* Statisticamente significativo ad un livello  $\leq 5\%$ .

pubblicazioni il *Calepino dell'Azionista* di Mediobanca e *Guida Analitica Handbook* di Analitica Srl, prendendo i dati più prossimi alla fine dell'anno 1991. Queste variabili sono il logaritmo naturale del numero degli azionisti (LOGAZION); la quota di controllo del principale azionista o gruppo di controllo quando intervengono più azionisti facenti parte dello stesso gruppo (QUOTAPRIMO); la quota delle azioni con diritto di voto del secondo principale azionista, quota che è stata posta pari a zero in assenza di precise informazioni in merito. Riferite ai benefici privati (e alla probabilità di trasferimenti del controllo) sono anche diverse variabili di comodo: DUMMYPUBL per le società dell'area pubblica; DUMMYBANK per il settore bancario, DUMMYINDU per i diversi settori manifatturieri, DUMMYHOFI per le holding e le finanziarie. Un'ulteriore variabile indipendente è la differenza tra l'extrarendimento dei due titoli rilevato nei due giorni attorno all'annuncio dell'approvazione della legge Opa. Tale variabile, DXROPA, se è riuscita effettivamente a sintetizzare la valutazione del mercato su probabili modifiche degli assetti proprietari e quindi sul valore del diritto di voto potrebbe concorrere a determinare la variabilità cross-sezionale del valore del voto in alternativa agli usuali regressori di struttura proprietaria utilizzati in studi analoghi.

Nella parte A della tabella 4 presentiamo la statistica univariata di tutte le variabili appena descritte, mentre nella parte B riportiamo le matrici di correlazioni per le variabili esogene delle due formulazioni prescelte per le regressioni multivariate. Le stime delle determinanti del diritto di voto sono presentate nella tabella 5; esse sono state realizzate con i minimi quadrati ordinari effettuando anche i test per la presenza di eteroschedasticità che non hanno comunque mai rifiutato l'ipotesi nulla ai livelli standard di significatività.

L'equazione 1 si riferisce al modello di regressione che utilizza la risposta del mercato alla legge Opa come variabile rappresentativa delle spesso celate informazioni sugli assetti di controllo e quindi sul reale valore del diritto di voto. Si può notare che questa variabile non risulta mai significativa ed è addirittura con il segno negativo nella regressione che ha il semplice VOPR quale variabile dipendente. La prima importante conclusione di queste analisi empiriche è che i movimenti dei prezzi nei giorni adiacenti l'approvazione della nuova legge non sembrano avere riflesso le valutazioni (in genere inosservabili) del mercato sul valore del diritto di voto. L'equazione 2 si riferisce al modello di regressione che ricalca più da vicino il modello empirico di Zingales (1990) a cui si aggiungono le variabili relative al grado di eterogeneità fiscale, alla differenza dei coefficienti beta e al turnover relativo. Le stime globali del secondo modello hanno una capacità esplicativa superiore a quella dell'equazione 1 (si noti la statistica  $R^2$  corretto) e meritano una approfondita discussione. La tassazione differenziale dei due titoli ha un peso alquanto importante: il coefficiente stimato (TAXETER) è sempre significativo al 99% e, come atteso, di segno negativo. Si noti invece che il dividendo differenziale delle risparmio non è viceversa mai significativo. In tutti i precedenti studi empirici italiani, lo

TAB. 5. *Stime OLS delle determinanti del diritto di voto (Periodo febbraio-settembre 1992)*

Le stime OLS sono state condotte su un campione di 62 società quotate alla Borsa Valori di Milano che avevano contemporaneamente sia l'azione ordinaria che l'azione di risparmio non convertibile. Dal campione di 83 società utilizzate per le analisi della tabella 2 sono state escluse 18 società che non hanno pagato il dividendo nell'anno 1992 ed altre 3 società che hanno staccato un diritto d'opzione nel giorno di stacco del dividendo. Per i dettagli sulle variabili utilizzate nelle regressioni si veda la tabella 3.

Variabili indipendenti e statistiche	Variabile dipendente			
	VOPR		RVOPR	
	Eq. 1	Eq. 2	Eq. 1	Eq. 2
INTERCETTA	0,945*	1,368	0,325*	0,402
	(3,69)	(1,39)	(3,47)	(1,11)
TAXETER	-0,187*	-0,192*	-0,008	-0,080*
	(-2,77)	(-3,03)	(-3,21)	(-3,42)
MAGDYIELD	-2,722	-2,434	-0,835	-0,789
	(-0,83)	(-0,77)	(-0,69)	(-0,68)
DIFBETA	-0,856*	-0,730*	-0,291*	-0,248*
	(-3,18)	(-2,79)	(-2,95)	(-2,57)
RELTURNV	-0,357	-0,088	-0,129	-0,031
	(-1,84)	(-0,46)	(-1,81)	(-0,45)
PBOOKVAL	0,129	0,111	0,049	0,041
	(1,34)	(1,20)	(1,39)	(1,21)
DUMMYBANK		0,650		0,206
		(1,42)		(1,23)
DUMMYINDU		-0,365		-0,129
		(-1,13)		(-1,09)
DUMMYHOFI		-0,120		-0,038
		(-0,35)		(-0,30)
DUMMYPUBL		-0,203		-0,069
		(-0,49)		(-0,46)
LOGAZION		-0,057		-0,014
		(-0,76)		(-0,52)
QUOTAPRIMO		-0,496		-0,139
		(-0,72)		(-0,55)
QUOTASECON		4,081*		1,569*
		(2,64)		(2,77)
DXROPA	-0,206		0,173	
	-0,04		(0,08)	
OLS $\bar{R}^2$	0,375	0,480	0,386	0,485
SIGNIFICATIVITÀ della regressione (valore p)	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001

\* Statisticamente significativo ad un livello  $\leq 5\%$ .

ribadiamo, le stime di questa variabile (o di proxy alquanto simili) davano viceversa dei coefficienti negativi e significativi. Per verificare se la irrilevanza della maggiorazione deriva dall'aver considerato gli effetti della eterogeneità fiscale abbiamo effettuato una stima omettendo la variabile TAXETER: il coefficiente sulla maggiorazione del dividendo della risparmio (MAGDYIELD) è risultato ancora non significativo. L'altra variabile costantemente significativa e negativa è il differenziale dei coefficienti beta: un risultato che trova dei precedenti nel lavoro di Penati-DiCorato (1989) e che viene così riconfermato. Indubbiamente la significatività della variabile DIFBETA indica il peso di un rischio differenziale che forse va al di là del mero rischio sistematico che il coefficiente beta rappresenta nella teoria finanziaria. La variabile della liquidità relativa RELTURNV non è mai significativa e ha comunque il segno negativo; un segno contrario alle attese. Infatti, se le ordinarie sono ritenute più liquide dovrebbero avere, in media, un rendimento atteso più basso e dei prezzi più alti; di conseguenza la relazione con il valore del voto, comunque misurato, dovrebbe essere positiva. Non è improbabile che la nostra variabile sia poco efficace per approssimare il grado di liquidità relativa. Abbiamo pertanto approssimato la misura di liquidità relativa non più come rapporto tra i turnover ma come rapporto tra le azioni scambiate nel periodo. I risultati non vengono modificati sebbene questa variabile sia sostanzialmente diversa dalla precedente: in questo caso infatti il rapporto medio è pari a 8,16 che testimonia il più alto volume di negoziazioni delle azioni ordinarie.

Un folto gruppo di regressori non risulta invece determinante per il diritto di voto. Ciò vale per il PBOOKVAL e per tutte le dummy settoriali e della proprietà pubblica. Altre variabili della struttura proprietaria come il numero degli azionisti e la quota del principale azionista hanno il segno corretto ma non sono mai significative. La variabile che quantifica la quota di azioni ordinarie detenute dal secondo principale azionista è viceversa sempre significativa almeno al 5% ed entra con il segno atteso. La non significatività delle variabili indicative dei benefici privati e della quota del primo azionista contrasta con l'evidenza passata. Per questa variabile abbiamo anche provveduto alla sua sostituzione con due diverse variabili di comodo: una prima dummy poneva il valore pari a 1 per le quote del primo azionista superiori al 50%, ed una seconda dummy poneva il valore pari a 1 per quote superiori al 66% (maggioranza qualificata dei due terzi). Nessuna di queste modifiche ha fatto evidenziare la significatività del coefficiente stimato. Trova invece conferma l'importanza della partecipazione del secondo azionista già rilevata da Zingales (1990). Molto probabilmente, quando il voto ha importanza (valore) una significativa presenza anche come azionista di secondo livello può avere rilievo vuoi per l'esistenza di meccanismi di *profit sharing*, vuoi per il fatto che qualora il secondo azionista intenda rilevare il controllo della società, all'aumentare della sua quota aumenta anche il prezzo che è disposto a pagare per le azioni mancanti necessarie allo scopo (si veda il modello di Castellino, 1989).

Come ulteriore analisi abbiamo anche incluso la variabile di payout dell'esercizio precedente per cogliere - anche nelle cross-section - l'influenza dei costi di agenzia nel valore del diritto di voto. A differenza della verifica relativa all'emissione di azioni di risparmio, essa non è risultata significativa. Sebbene di difficile interpretazione, questa diversità potrebbe indicare che un payout influenzato dai vincoli di remunerazione derivanti dalle azioni di risparmio costituisce un segnale meno efficace dei possibili costi di agenzia.

In conclusione, le regressioni sulle determinanti del diritto di voto indicano che la variabile fiscale, il differenziale di rischio e la quota del secondo azionista sono i fattori che spiegano la variabilità sezionale del valore medio del diritto di voto nel periodo febbraio-settembre 1992. L'ultimo approfondimento metodologico ha cercato di verificare eventuali problemi di non stazionarietà dei risultati nel periodo esaminato. Per far ciò abbiamo stimato otto regressioni relative ai singoli mesi del periodo febbraio-settembre. I risultati non subiscono modifiche e le tre variabili prima citate sono sempre le uniche significative. Le regressioni mensili sono state poi stimate anche come sistema di equazioni apparentemente non collegate (SUR), controllando pertanto per le covarianze dei residui delle otto equazioni: ancora una volta abbiamo ottenuto risultati qualitativamente simili.

## 7. Conclusioni e prospettive di ricerca

Con questo articolo volevamo riesaminare quale tipo di effetto avesse l'emissione di azioni di risparmio e quali fossero i fattori che determinano la differenza di prezzo fra azioni ordinarie e azioni prive del diritto di voto, anche alla luce della nuova normativa sulle offerte pubbliche di acquisto.

L'*event study* sulle emissioni di azioni di risparmio conferma l'effetto positivo sulla quotazione delle azioni ordinarie (gli extra-rendimenti nel giorno dell'annuncio sono positivi e statisticamente significativi). Simili risultati erano già stati ottenuti da Zingales (1991), con un campione diverso che comprendeva, fra l'altro, emissioni di azioni ordinarie a pagamento insieme a emissioni di azioni di risparmio. Le azioni di risparmio hanno dunque una razionalità e sono uno strumento che contribuisce a massimizzare il valore dell'impresa. Resta da chiedersi se questi risultati non possano essere meglio raggiunti con strumenti diversi, secondo il modello di Harris e Raviv (1988), che prevedano una separazione netta fra diritti di voto e diritti patrimoniali. Circa le variabili che spiegano l'extra-rendimento delle azioni ordinarie nel giorno dell'annuncio, abbiamo verificato la significatività, con segno negativo, del rapporto di distribuzione degli utili (*payout*). Essendo questa una tipica variabile della relazione di agenzia, interpretiamo l'evidenza come un'ulteriore conferma che l'effetto positivo sui prezzi delle azioni ordinarie deriva dall'esistenza di benefici privati e che tali benefici vengono in certa misura trasmessi sul valore delle azioni di minoranza.

L'*event study* sull'annuncio dell'approvazione della legge sulle Opa ha mostrato un aumento lieve ma significativo, al netto dei movimenti del mercato, del differenziale di prezzo fra azioni ordinarie e di risparmio. La revisione del mercato è dunque coerente con l'ipotesi che la legge sia stata vista dagli investitori come un fattore che aumentava la probabilità delle azioni ordinarie di minoranza di condividere i benefici privati riflessi nel valore delle azioni di maggioranza. I risultati degli effetti prodotti dalla legge sulle Opa appaiono peraltro ambigui. Da un lato, l'analisi dei controvalori nei giorni dell'evento non mostra variazioni anomale rispetto alla media. Dall'altro, l'analisi in cross degli extra-rendimenti non ha prodotto risultati significativi.

La nostra analisi sulle differenze di prezzo fra le due categorie di titoli (febbraio-settembre 1992) ha confermato i risultati di precedenti ricerche empiriche per quanto attiene il diverso rischio sistematico e la quota di partecipazione del secondo azionista. Non trova invece conferma la significatività di variabili quali la quota posseduta dal maggiore azionista, le dummy di settore, la natura pubblica o privata della proprietà, il *price to book value*, e la maggiorazione di dividendo. L'irrelevanza delle proxy di struttura proprietaria e dei benefici privati è coerente con l'idea che esse non riescano a cogliere compiutamente la probabilità che un'impresa sia interessata da un cambiamento di proprietà e che da ciò traggano vantaggio anche le azioni di minoranza. In più, l'introduzione della normativa sulle Opa può avere ridotto ulteriormente l'efficacia di tali proxy. Desti invece una certa sorpresa la non significatività del dividendo addizionale; essa non sembra comunque derivare dall'aver considerato in modo esplicito il fattore fiscale. A tale proposito, bisogna precisare che la nostra variabile fiscale non misura il diverso trattamento tributario in sé, ma gli effetti di segmentazione della domanda di azioni indotti da questa diversità. La segmentazione comporta che le azioni di risparmio siano detenute da soggetti che trovano conveniente la cedolare secca sul dividendo, e che quelle ordinarie siano invece detenute da soggetti maggiormente eterogenei rispetto alla possibilità di godere del credito d'imposta (fondi comuni) e al livello di tassazione marginale (Michaely e Murgia, 1992). L'eterogeneità fiscale degli azionisti ordinari, contrapponendosi alla omogeneità degli azionisti di risparmio, si traduce in una penalizzazione dei prezzi delle azioni ordinarie; pertanto, maggiore è questa eterogeneità, minore è il differenziale di prezzo tra le due categorie di titoli. Ciò trova riscontro nella significatività della nostra variabile fiscale e nel segno negativo del coefficiente stimato. Da tali risultanze consegue che gli effetti del diverso regime fiscale non sembrano essere quelli di solito ipotizzati in letteratura. La supposizione che le azioni di risparmio siano detenute anche da chi è svantaggiato dal loro regime fiscale e che ciò ne deprima la quotazione non trova riscontro nella nostra analisi. Anzi, l'eterogeneità di trattamento fiscale si ripercuote negativamente sulle azioni ordinarie. Al contrario di quanto comunemente si crede, le azioni di risparmio paiono detenute da soggetti Irpef con grande capacità di reddito. Questi grandi investitori non

si prestano ad essere identificati come *noise trader*; cadrebbe così l'ipotesi di sottovalutazione delle risparmio per carenze informative. Appare invece più probabile che questi investitori costituiscano un segmento di mercato particolarmente informato, in grado cioè di percepire la reale portata dei benefici privati e disponibile ad acquistare azioni senza voto solo a prezzi razionalmente bassi.

In sintesi, il contributo principale della nostra ricerca è l'aver evidenziato il ruolo del *payout* nel determinare l'entità dell'effetto positivo delle azioni di risparmio sul valore del capitale e dell'elemento fiscale nel segmentare la domanda di azioni di risparmio da parte del mercato. Il valore delle azioni di risparmio italiane non può comunque dirsi del tutto spiegato. Sono necessari ulteriori approfondimenti. In particolare, si dovrebbe risolvere il puzzle delle strutture proprietarie, individuando proxy più efficaci nello spiegare il differenziale di prezzo delle due categorie di azioni. Occorrerebbe infine ricomprendere la variabile fiscale nei modelli di valutazione relativa.

#### Appendice

Il dividend premium è la relazione che governa le variazioni dei prezzi intorno allo stacco dei dividendi. Tale relazione viene derivata in uno schema di arbitraggio che presuppone l'indifferenza tra la negoziazione del titolo nel giorno cum- o ex-dividendo. Dalla relazione di base è possibile pervenire alla seguente espressione

$$\frac{P_c - P_e}{D} = \frac{1 - t_d}{1 - t_g}$$

dove  $P_c$  è il prezzo cum-dividendo,  $P_e$  è il prezzo ex-dividendo,  $D$  è il dividendo unitario,  $t_d$  è l'aliquota marginale sul reddito da dividendo e  $t_g$  è l'aliquota marginale sul reddito dai guadagni in conto capitale. Se definiamo con  $a^i$  la preferenza verso il reddito da dividendi rispetto al reddito da guadagni in conto capitale nel caso, ad esempio, degli investitori individuali essa sarà

$$a^i = \frac{1 - t_d}{1 - t_g} = 1 - t_d \quad \text{e tenendo conto del credito d'imposta } (t_a) \text{ l'effettiva tassa-}$$

zione dei dividendi sarà inferiore modificando il grado di preferenza fiscale dei dividendi da parte degli investitori individuali,  $a^i = (1 - t_d) (1 + t_a)$ . Nel mercato finanziario sono naturalmente presenti tanti  $a^i$  quante sono le classi di investitori con aliquote marginali diverse. Se la tassazione è uniforme o differente per gli investitori, si creeranno i presupposti per una omogeneità o eterogeneità fiscale, che produrrà i suoi effetti sul pricing dei titoli e sui volumi degli scambi. Uno dei momenti più opportuni per esaminare questi effetti è pro-

prio il periodo di stacco delle cedole. Più in dettaglio, dalla teoria è possibile osservare che

$$E(\text{Pr}) = \frac{P_c - E(P_e)}{D} = \bar{a} - \frac{v}{D/P_c}$$

dove  $E(\text{Pr})$  è il dividend premium atteso,  $v$  è il premio al rischio richiesto dal mercato nel periodo ex-dividendo e  $\bar{a}$  è la media di  $a^i$  ponderata per il grado di avversione al rischio degli investitori  $K^i$  corretta per la tassazione. Assumendo una funzione di utilità CARA,  $K^i = \{q^i(1-t_g)\}^{-1}$ , e la preferenza media ponderata verso il reddito da dividendi rispetto al reddito dai guadagni in conto capitale sarà

$$\bar{a} = \frac{\sum_{i=1}^N K^i a^i}{\sum_{i=1}^N K^i}$$

### Riferimenti bibliografici

- Ajinkya B.B. e Jain P.C. (1989), «The Behaviour of Daily Stock Market Trading Volume», *Journal of Accounting and Economics*, 11, pp. 331-359.
- Andretta M., Brioschi F. e Buzzacchi L. (1990), «Azioni di risparmio ed azioni ordinarie: un modello di valutazione relativa», *Finanza Imprese e Mercati*, n. 2, pp. 89-108.
- Ang J.S. e Megginson W.L. (1989), «Restricted Voting Shares, Ownership Structure, and the Market Value of Dual Class Firms», *Journal of Financial Research*, 12, pp. 301-318.
- Bianchi T. (1985), «Azioni di risparmio: qualche riflessione», *Banche e Banchieri*, novembre, pp. 855-857.
- Brogi M. (1989), «Imposizione secca sui dividendi e finanza delle imprese», *Banche e Banchieri*, giugno, pp. 453-461.
- Brown S.J. e Warner J.B. (1985), «Using Daily Stock Returns: the Case of Event Studies», *Journal of Financial Economics*, 14, pp. 3-31.
- Caparelli F. (1980), «Azioni di risparmio e modello dell'indice singolo», in *Il Risparmio* n. 1.
- Castellino O. (1989), «Sui prezzi delle azioni di diversa categoria», *Moneta e Credito*, n. 165, pp. 29-45.
- Cesarini F. (1984), «Le azioni di risparmio: la prassi», *Bancaria*, ottobre, pp. 965-978.
- Chiaraviglio L. (1977), «Attualità delle azioni di risparmio», *Rivista delle Società*, novembre-dicembre, pp. 1182-1203.
- Fama E.F., Fisher L., Jensen M. e Roll R. (1969), «The Adjustment of Stock Price to New Information», *International Economic Review*, 10, pp. 1-21.

- Giubergia R. (1992), «Azioni di risparmio da rianimare», *Il Sole 24 Ore* del 6 novembre, n. 303.
- Grande Stevens F. (1983), «Azioni di risparmio e sovrapprezzo», *Banca Borsa e Titoli di Credito*, gennaio-marzo, pp. 98-100.
- Grossman S.J. e Hart O.D. (1988), «One Share-One Vote and the Market for Corporate Control», *Journal of Financial Economics*, 20, pp. 175-202.
- Harris M. e Raviv A. (1988), «Corporate Governance. Voting Rights and Majority Rules», *Journal of Financial Economics*, 20, pp. 203-235.
- Hietala P. e Loyttyniemi T. (1992), «Rights Issues for Companies with Dual Class Shares», Relazione presentata al 19esimo convegno annuale dell'European Finance Association, Universidade Nova de Lisboa, 27-29 agosto 1992.
- Holderness C.G. e Sheehan D.P. (1988), «The Role of Majority Shareholders in Publicly Held Corporations: An Exploratory Analysis», *Journal of Financial Economics*, 20, pp. 317-346.
- Jensen M.C. e Meckling W.H. (1976), «Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure», *Journal of Financial Economics*, 37 pp. 305-360.
- Jensen M.C. e Ruback R.S. (1983), «The Market for Corporate Control: The Scientific Evidence», *Journal of Financial Economics*, 11, pp. 5-50.
- Korajczyk R.A., Lucas D. e McDonald R.L. (1990), «Understanding Stock Price Behavior Around the Time of Equity Issues», in R.G. Hubbard (a cura di), *Asymmetric Information, Corporate Finance and Investment*, pp. 257-277, The University of Chicago Press, Chicago.
- Lease R.C., McConnel J.J. e Mikkelson W.H. (1983), «The Market Value of Control in Publicly-Traded Corporations», *Journal of Financial Economics*, 11, pp. 439-471.
- Levy H. (1982), «Economic Valuation of Voting Power of Common Stock», *Journal of Finance*, 38, pp. 79-93.
- Loyttyniemi T. (1991), «Effects of Changes in the Dual-Class Share Structure», Relazione presentata al 18esimo convegno annuale dell'European Finance Association, Erasmus University, Rotterdam, 29-31 agosto 1991.
- Marchini I. (1976), «Azioni di risparmio e azionisti di minoranza», *Economia e Politica Industriale*, n. 13, luglio, pp. 77-89.
- Michaely R. e Murgia M. (1993), «The effect of Tax Heterogeneity on Prices and Volume Around the Ex-dividend Day: Evidence from the Milan Stock Exchange», dattiloscritto, Johnson Graduate School of Management, Cornell University.
- Murgia M. (1993), «Struttura della proprietà, conflitti d'interesse e politica dei dividendi delle imprese italiane», *L'Industria*, 14 n.s., pp. 109-126.
- Nati A.M. (1978), «Alcune considerazioni in merito alle azioni di risparmio», *Rivista Italiana di Ragioneria e di Economia Aziendale*, novembre, pp. 350-360.
- Partch M.M. (1987), «The Creation of a Class of Limited Voting Common Stock and Shareholder Wealth», *Journal of Financial Economics*, 18, pp. 313-339.
- Penati A. e DiCorato G. (1989), «Il prezzo delle azioni di risparmio non convertibili: alla ricerca delle sue determinanti», *Rassegna finanziaria AKROS*, 5, febbraio, pp. 1-4.
- Ragazzi G. (1981), «On the Relation Between Ownership Dispersion and the Firm's Market Value», *Journal of Banking and Finance*, n. 2, giugno, pp. 261-276.

- Ruozzi R. (1966), «Le azioni di risparmio», *Il Risparmio*, n. 3, marzo, 341-367.
- Scabini C. (1989), «Le azioni di risparmio. Un'analisi statistica sul comportamento di mercato», *La Rivista della Borsa*, novembre, pp. 37-51.
- Scholes M. e Williams J. (1977), «Estimating Betas from Nonsynchronous Data», *Journal of Financial economics*, 5, pp. 309-328.
- Zingales L. (1990), «The Value of the Voting Right: A Study of the Milan Stock Exchange Experience», dattiloscritto, M.I.T., dicembre.
- Zingales L. (1991), «Un'analisi economica delle azioni di risparmio», in A. Penati (a cura di), *Il rischio azionario e la borsa*, pp. 385-442, Egea, Milano.
- Zingales L. (1992), «The Value of the Voting Right in the U.S.», dattiloscritto, M.I.T., maggio.