

Maurizio Murgia

LE RELAZIONI TRA REDDITIVITÀ-RISCHIO E SPESSORE DI MERCATO DEI TITOLI AZIONARI

Una prima analisi empirica per la Borsa italiana: 1984-1986

1. Introduzione

La letteratura sulla formazione dei prezzi azionari ha solitamente assunto la presenza di un mercato competitivo, composto da tanti operatori che contribuiscono alla creazione di prezzi più equi, privo di imperfezioni e frizioni (tasse, costi di transazione, *spreads*, ecc.), efficiente nella qualità delle informazioni incorporate nei prezzi.

In sintesi, il prezzo o il rendimento di un titolo azionario, è sempre stato ricavato dalla modellistica della teoria finanziaria secondo i canoni della teoria classica dei prezzi d'equilibrio, e pertanto come il risultato di un processo paragonabile alla classica asta walrasiana¹.

La realtà dei mercati mobiliari è invece, come tutti sanno, assai diversa. I prezzi che si osservano in un mercato di Borsa sono il prodotto di un processo complesso, influenzato dai meccanismi delle contrattazioni, dagli operatori che a diverso livello vi partecipano, da molte e contrastanti forze che contribuiscono a far divergere il prezzo di mercato dal valore d'equilibrio.

Solo una voluminosa letteratura empirica sviluppata in oltre un ventennio su quasi tutte le principali Borse mondiali, ci consente ora di evidenziare problemi comuni a tutti i mercati che possono ragionevolmente trovare una concorde spiegazione, e problemi che sono ancora dei dilemmi a cui non si può dare una sicura risposta. Ci riferiamo a quella moltitudine di ricerche empiriche che hanno messo in luce le cosiddette *anomalie* nei modelli sulla formazione dei prezzi azionari².

¹ L'ovvio riferimento è al modello del Capital Asset Pricing Model (CAPM). Il CAPM definisce le relazioni d'equilibrio tra i prezzi dei titoli nell'ipotesi in cui gli investitori operino le loro scelte secondo la teoria di portafoglio (criterio media-varianza) ed abbiano aspettative omogenee. Si veda Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) per le originali derivazioni del modello. Si veda poi l'equazione [4] più avanti, per la sua formulazione standard.

² Per alcuni esempi di questi studi relativamente alla realtà statunitense più recente, si veda Reingaum (1981), Roll (1981), Schwert (1983) e Tinic e West (1984), mentre per la realtà europea si veda Hawawini (1985, cap. 7).

Da questa corposa letteratura è quindi nato un nuovo filone di studi sulla *microstruttura dei mercati mobiliari*, il quale cerca di analizzare sia teoricamente che empiricamente l'influenza della struttura e dei meccanismi di mercato sulla formazione (*pricing*) e sull'efficienza dei prezzi (*price discovery*), nonché sulle reciproche relazioni tra intermediari ed investitori.

Questa ricerca può essere quindi inquadrata nel novero di questi tentativi. Il problema specifico da noi esaminato per la Borsa italiana ha riguardo al cosiddetto *effetto intervallo* dei coefficienti beta dei titoli azionari, all'individuazione della *proxy* che spiega questo fenomeno ed agli effetti che tale problema ha sul *pricing* dei titoli³. L'effetto intervallo può essere preliminarmente definito come quel fenomeno per cui le stime dei coefficienti beta eseguite con le metodologie statistiche tradizionali (OLS) sono alquanto influenzate dall'estensione di tempo nel quale vengono esaminati prezzi e rendimenti.

Nel caso italiano, per il periodo e per il campione di titoli analizzati, viene confermata la presenza di questo fenomeno. La conseguenza inevitabile è che i beta dei titoli più frequentemente trattati (o con più elevata capitalizzazione) sono sovrastimati, mentre i beta dei titoli minori sono sottostimati.

La variabile economica che spiega questo fenomeno è stata indicata dalla letteratura che ha affrontato questo tema nello *spessore di mercato* del titolo. In particolare, per le Borse di New York e di Parigi, questa variabile viene meglio approssimata dal valore medio della capitalizzazione di borsa che il titolo ha avuto nel periodo di stima dei coefficienti⁴.

L'interessante risultato di questo studio è che, nel caso italiano, la *proxy* che spiega meglio l'effetto intervallo dei coefficienti beta è il numero di titoli scambiati nel periodo di analisi. Come si vedrà, vi sono probabilmente altre specifiche determinanti che hanno prodotto questo risultato. Questa conclusione è però assai utile per le analisi empiriche sui titoli o sui portafogli azionari. Risulta evidente infatti che la non continuità degli scambi diventa una variabile critica sia per l'impostazione che per la stessa accettazione dei risultati degli studi statistici. Ancora, questa induzione diviene assai più importante se si pensa che ci consente di affrontare due fondamentali problemi connessi al fenomeno dell'effetto intervallo dei beta:

1) *il problema teorico* della correzione della misura del rischio rilevante per il *pricing* di un titolo o di un portafoglio azionario (cioè il rischio non diversificabile). Questa esigenza è frequentemente sentita negli studi empirici sulla validità dei modelli di equilibrio, nelle analisi (i cosiddetti *event studies*) che mirano alla verifica dell'efficienza *semi-forte* del mercato azionario attraverso l'esame di particolari fenomeni (ad esempio: annuncio di dividendi,

³ Sul concetto e l'interpretazione del coefficiente beta ci dilungheremo più avanti nel paragrafo 3.

⁴ Si veda Cohen et al. (1983b) e Fung et al. (1985).

fusioni, scalate, nuovi collocamenti, ecc.), oppure nelle ricerche tese alla verifica dell'efficienza in forma *forte* del mercato (ad esempio: le performance dei fondi comuni d'investimento)⁵. Tutte le ricerche di questo tipo devono necessariamente utilizzare una misura teorica di redditività aggiustata al rischio nei loro confronti intertemporali o tra diversi titoli e portafogli;

2) *il problema operativo* di ottenere una stima attendibile del coefficiente beta da utilizzare nell'analisi e gestione di un portafoglio azionario. Data la presenza dell'effetto intervallo, la scelta soggettiva dell'arco di tempo entro cui calcolare i rendimenti (giornaliero, settimanale, mensile, ecc.) diviene arbitraria, generando solitamente stime più o meno distorte. La procedura qui sviluppata consente di risolvere questo problema, ed apre la strada per stime condotte su periodi di tempo ridotti, necessarie innanzitutto per i titoli di nuova quotazione o per i titoli che hanno presumibilmente avuto dei rilevanti mutamenti nel rischio d'impresa (ad esempio in seguito ad una fusione o alla costituzione di una holding), ma anche per titoli che, pur trattati da tempo, presentano uno *spessore di mercato* assai modesto, il quale è spesso la causa, come si vedrà, di una non trascurabile distorsione dei parametri stimati con le analisi tradizionali.

2. Teoria della microstruttura e comportamento dei prezzi nei mercati azionari

La teoria della microstruttura, come già anticipato, esamina gli elementi e le relazioni che esistono nel funzionamento di un mercato mobiliare. Ad esempio, tra gli elementi, i seguenti argomenti sono stati oggetto di particolare attenzione: i processi di arrivo e diffusione delle informazioni, quelli di generazione e di conclusione degli ordini di borsa, il *design* del mercato di borsa, il comportamento dei partecipanti (investitori e intermediari). Mentre tra le relazioni, gli argomenti più dibattuti sono stati: l'influenza dell'organizzazione del mercato sul funzionamento dello stesso, l'influenza dei meccanismi di trading sul comportamento degli intermediari, sul comportamento dei prezzi e infine, le relazioni tra efficienza e struttura ed organizzazione del mercato.

Da questa impostazione teorica è nato quindi lo spunto per lo studio condotto in questa ricerca. Infatti, appurato che i prezzi osservati in borsa divergono dai valori intrinseci o di equilibrio che si potrebbero osservare in un mercato perfetto, è conseguente il quesito su quale sia l'impatto che tali elementi e relazioni hanno sui prezzi azionari. Ed inoltre, la ricerca empirica che utilizza questi prezzi, quali considerazioni ed accorgimenti deve effettuare per non incorrere in errate elaborazioni e conclusioni?

⁵ Per l'analisi dei diversi gradi di efficienza di un mercato azionario si veda il classico articolo di Fama (1970).

Pertanto, questo primo lavoro sulla Borsa italiana si concentra sulle specifiche implicazioni che la teoria della microstruttura ha per il comportamento dei prezzi azionari. Gli altri temi, comunque interessanti, saranno lasciati a futuri approfondimenti⁶.

Le relazioni più importanti, convalidate da risultati empirici, che si possono sintetizzare in questo particolare campo di studi sono le seguenti⁷:

1) la presenza di una significativa correlazione seriale nei rendimenti giornalieri dei titoli azionari, con la tendenza ad una diminuzione ed alla successiva insignificatività dei coefficienti man mano che i rendimenti vengono calcolati su intervalli più ampi⁸, e con la predominante presenza di correlazioni negative per i titoli con minore spessore di mercato e di correlazioni positive per i titoli maggiori⁹;

2) la presenza di una significativa e positiva cross-correlazione seriale tra rendimenti dei titoli e rendimenti (o variazioni) dell'indice del mercato azionario, con la tendenza all'indebolimento del fenomeno all'aumentare dell'intervallo considerato¹⁰;

3) la presenza di una significativa e positiva correlazione seriale nelle variazioni (o rendimenti) degli indici del mercato azionario, con la tendenza a venir meno del fenomeno all'aumentare dell'intervallo di analisi¹¹. Tale problema origina anche dal ritardo con cui l'indice di borsa viene generalmente aggiornato rispetto al momento in cui è stato fatto, o è stato registrato, il prezzo di un titolo, e comunque dalla non contemporanea trattazione di tutti i titoli che fanno parte dell'indice;

4) la presenza di autocorrelazione nei residui delle stime del modello di

⁶ Per una più ampia rassegna di tutti i temi della teoria della microstruttura dei mercati azionari si veda il testo di Cohen et al. (1986) e la bibliografia ivi citata. Nel caso italiano, la letteratura che pone in collegamento struttura e funzionamento del mercato con prezzi, efficienza ed operatori è assai scarsa. Si veda comunque, per un esame degli aspetti istituzionali la raccolta di saggi presenti in Pivato (1972), nonché i contributi di Bianchi (1983), Cesarini (1987) e Zadra (1988), mentre Verga (1984) presenta pure delle interessanti verifiche empiriche.

⁷ Si veda Cohen et al. (1980) e la bibliografia ivi citata per un esame dei fenomeni di seguito evidenziati e per l'analisi dei risultati empirici nella realtà statunitense.

⁸ Nel caso italiano questo fenomeno è chiaramente osservabile in diversi studi empirici. Si veda, in ordine temporale, Cristini (1978), Verga (1984) e Caparrelli (1986a).

⁹ Per la realtà italiana l'unico studio che affronta esplicitamente questo problema è quello di Caparrelli (1986a), in cui però non appare chiaramente, a nostro avviso, questa netta distinzione.

¹⁰ Nel caso italiano l'unico studio che esamina questo fenomeno è quello di Pogue e Solnik (1974).

¹¹ Le ricerche italiane che hanno esaminato le serie storiche degli indici azionari miravano solitamente alla verifica dell'efficienza in forma debole del mercato, in questo senso si veda Biffignandi e Stefani (1981), Verga (1984, pp. 38-42) e mi sia consentito rinviare anche a un mio recente lavoro, Murgia (1987, pp. 152-158). In tutti questi studi appare appunto il fenomeno citato.

mercato, solitamente positiva negli intervalli più brevi (giornaliero), ma con la tendenza a divenire negativa al crescere dell'intervallo¹²;

5) la sensibilità dei coefficienti beta stimati dal modello di mercato al variare dell'intervallo temporale di analisi (il già menzionato *effetto intervallo*); in particolare i beta dei titoli con minore spessore di mercato crescono man mano che si passa da rendimenti calcolati su basi giornaliere, a quelli settimanali, mensili, ecc., mentre i beta dei titoli con più elevata capitalizzazione e/o maggior volume di scambi diminuiscono all'aumentare dell'intervallo di tempo considerato¹³;

6) la sensibilità dei coefficienti di determinazione (R^2) stimati dal modello di mercato al variare dell'intervallo temporale prescelto. In genere, questo valore tende a crescere per tutti i titoli all'aumentare dell'intervallo, ma per quelli con minore spessore di mercato le variazioni del coefficiente sono assai più accentuate¹⁴.

L'interesse scientifico per l'analisi di queste relazioni è stato sia sotto l'aspetto statistico-econometrico che sotto l'aspetto della teoria della microstruttura.

Gli studi più orientati agli aspetti statistici hanno in particolare approfondito i problemi prima elencati della correlazione seriale dei rendimenti dei titoli e degli indici azionari, oltretutto delle cross-correlazioni tra i rendimenti dei titoli¹⁵. Da queste ricerche è comunque emersa una conclusione, a nostro avviso importante, in merito all'efficienza dei mercati azionari. Difatti, anche in presenza di una significativa correlazione nei rendimenti dei singoli titoli o degli indici di borsa, il mercato può considerarsi efficiente in forma debole. La spiegazione sta nell'influenza che ha il *differenziale* di prezzo denaro-lettera (*bid-ask spread*), quando esiste, sui prezzi fatti in borsa, ed inoltre nella pratica impossibilità per gli investitori di adeguare contemporaneamente la propria posizione di portafoglio quando anche disponessero tutti delle opportune informazioni¹⁶. È ben noto che quest'ultima spiegazione è fortemente condizionata dall'*architettura* del mercato di borsa, nel senso che l'allargamento temporale delle negoziazioni (mercato continuo) e l'allargamento spaziale (la possibilità di trasmettere ordini da punti remoti) non possono

¹² Per l'esame del modello di mercato si veda più avanti il paragrafo 3.

¹³ Gli studi che hanno affrontato la stima dei coefficienti beta per titoli quotati nelle nostre Borse Valori sono diversi. Si veda in ordine temporale, Bottazzi e Raccach (1978), Cristini (1978), Scotti (1979), Francese e Varetto (1983), Cassuto e Caparrelli (1984) (1986), Caparrelli (1986b) e Caparrelli e Cassuto (1987). L'unico studio che ha però messo in chiara evidenza il fenomeno dell'effetto intervallo è quello di Pogue e Solnik (1974).

¹⁴ Questo fenomeno per i titoli italiani è stato messo in luce da Pogue e Solnik (1974).

¹⁵ Per un esempio di questi studi si veda Hawawini (1980).

¹⁶ Si veda Cohen et al. (1979) che per primi hanno formalizzato matematicamente questo fenomeno, ed inoltre Roll (1984) che ha ulteriormente approfondito l'impatto del *bid-ask spread* sulle quotazioni di borsa.

che favorire la simultaneità dei giudizi degli operatori che si rifletterà nelle transazioni di borsa.

Per il problema specifico di questa ricerca è comunque più interessante esaminare le possibili spiegazioni che si possono dare alle citate relazioni. In particolare, è assai utile analizzare l'impatto che le cosiddette frizioni o disturbi del mercato hanno sui prezzi di borsa, causando quindi i fenomeni prima elencati.

Possiamo infatti immaginare che in qualsiasi istante gli operatori di un mercato possono osservare dei prezzi che scaturiscono da transazioni di borsa, ma non sempre possono osservare dei prezzi che coincidono con i valori intrinseci o di equilibrio di un titolo azionario. Come è stato acutamente sottolineato tale differenza è causata dai disturbi (*noise*) presenti nei mercati finanziari¹⁷. Questi possono originare, ad esempio, da ricomposizioni di portafoglio di breve termine (per motivi di liquidità), oppure da analisi e/o interpretazioni errate di nuove informazioni. Tali motivazioni conducono spesso a decisioni impulsive di negoziazioni di borsa (*noise trading*) che, se da una parte rendono i mercati inefficienti, dall'altra consentono però un ampliamento della loro dimensione e liquidità.

Il processo attraverso cui i prezzi di borsa si adeguano ai valori di equilibrio (*price discovery*) dipenderà da molti fattori tra cui, in primo luogo, lo spessore di mercato del titolo ed i meccanismi con cui si svolgono le contrattazioni. Il prezzo di mercato tenderà pertanto al suo valore intrinseco con un certo ritardo, che sarà tanto più ampio quanto minore è l'interesse degli operatori per il titolo, e quanto più l'architettura e le frizioni del mercato accentuano i ritardi informativi. Per i titoli più importanti (per capitalizzazione e/o volume degli scambi) è facile ipotizzare la presenza di più investitori disposti a negoziare, in quanto sono presenti informazioni abbondanti come risultato di un maggior numero di dati e analisi che su di esso vengono riportate. Se le analisi di un titolo (di qualunque tipo) sono condotte in maggior misura e con maggior frequenza, gli ordini di borsa su quel titolo rifletteranno informazioni più vere ed aggiornate. Inoltre, tutto ciò accrescerà l'*omogeneità* delle aspettative degli operatori e, come effetto finale, gli aggiustamenti dei prezzi azionari saranno più tempestivi. È facile anche ipotizzare che avverrà il contrario per i titoli minori. Per cui il ritardo nell'adeguamento dei prezzi sarà più ampio per i titoli minori e probabilmente ridotto per i titoli maggiori¹⁸. D'altro canto i mercati di borsa organizzati con negoziazioni periodiche a chiamata (*call markets*), quali sono tuttora diverse Borse europee, presentano spesso una connaturata maggiore volatilità dei prezzi azionari¹⁹. Essa deriva non solo dal tipo di *trading*,

¹⁷ In questo senso si veda la penetrante analisi di Black (1986). In un recente lavoro empirico French e Roll (1986) addirittura dimostrano che il *mispicing* dei titoli azionari statunitensi è un fenomeno quantificabile nella misura del 4-12% della varianza giornaliera.

¹⁸ Si veda Cohen et al. (1978a) e (1980).

¹⁹ Si veda in proposito Cohen et al. (1976) (1978b) ed Amihud e Mendelson (1987).

ma anche dall'assenza di intermediari che svolgono funzioni stabilizzatrici, come sono ad esempio gli *specialists* delle Borse statunitensi²⁰. In questo caso, se l'adeguamento dei prezzi non fosse mitigato da meccanismi artificiali quali i limiti alle oscillazioni dei prezzi, esso si manifesterebbe violentemente e non in maniera più diluita come accade nei mercati continui²¹.

In conclusione, i prezzi di borsa sono fortemente influenzati dai ritardi con cui si adeguano ai valori di equilibrio. Questi ritardi originano principalmente dalle frizioni e disturbi che presenziano nei mercati finanziari, nonché dalla struttura del mercato e dal funzionamento dei meccanismi delle contrattazioni. Tutto ciò produce dei prezzi spesso distorti (non veri) che condizionano pesantemente le interpretazioni dei risultati delle analisi statistiche condotte sui mercati di borsa. Nel successivo paragrafo si vedrà ancora più in dettaglio l'impatto che hanno questi fenomeni per la stima del coefficiente beta.

3. Effetto intervallo, spessore di mercato e stima dei coefficienti beta

Il coefficiente beta segnala la quantità di rischio non diversificabile (o sistematico, o di mercato) che un titolo o un portafoglio presenta. È una misura di rischio relativa in quanto fornisce la sensibilità delle variazioni del titolo alle variazioni del mercato in generale. Si tratta di un parametro di rischio estremamente utile ed importante nell'analisi e gestione di un portafoglio azionario.

Dalle conclusioni del paragrafo precedente sono chiaramente emerse le difficoltà che deve affrontare la ricerca empirica sui titoli azionari. Prima che venissero evidenziati i citati problemi, la stima dei coefficienti beta era effettuata con metodologie statistiche tradizionali e, a volte, con delle procedure di correzione²². In genere è stata osservata empiricamente la cosiddetta non-stazionarietà dei coefficienti beta nel tempo, senza però riconoscere che i coefficienti sono stimati da un modello di mercato (o se si preferisce, modello dell'indice singolo) che assume di osservare un *rendimento vero* (cioè non distorto) del titolo.

Da un punto di vista statistico il beta è il coefficiente angolare della retta di regressione che pone in relazione il rendimento di un titolo osservato in un certo periodo di tempo, con il rendimento del portafoglio di mercato nello stesso periodo di tempo. Il rendimento del portafoglio di mercato è poi solitamente approssimato attraverso le variazioni intervenute in un indice generale di borsa²³. La ben nota equazione del modello di merca-

²⁰ Per una approfondita analisi del ruolo degli *specialists* si veda Stoll (1985).

²¹ Si veda Cohen et al. (1977).

²² Per una sintesi di questi approcci si veda Elton e Gruber (1984, cap. 5), e per gli studi italiani Cassuto e Caparrelli (1984) (1986).

²³ Al lettore attento non sarà sfuggito che tale affermazione contrasta con le famose conclusioni di Roll (1977). Spesso però l'articolo di Roll è stato erroneamente interpretato come una critica al Capital Asset Pricing Model. Ciò non è assolutamente vero. Roll critica le verifiche empiriche sulla validità del CAPM, e di ciò noi siamo perfettamente consci. Si vedano infatti più avanti le nostre considerazioni sui risultati conseguiti utilizzando l'indice MIB Storico piuttosto che il Comit Globale, nonché la nota 46.

to²⁴, assume un processo di generazione dei rendimenti del seguente tipo:

$$[1] \quad r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \epsilon_{it}$$

dove r_{it} è il rendimento vero del titolo i -esimo calcolato nel periodo t . Si parla di rendimento vero perché implicitamente si assume che i prezzi che lo hanno generato siano veri o comunque di equilibrio. La parte destra dell'equazione è così composta:

- α_i è l'intercetta della retta di regressione;
- β_i è il beta, nonché il coefficiente angolare della retta di regressione;
- r_{mt} è il rendimento (o variazione) dell'indice di borsa utilizzato, e calcolato per il medesimo periodo;
- ϵ_{it} è il termine d'errore.

La discussione teorica del paragrafo precedente porta immediatamente a riflettere sul fatto che il mercato di borsa non produce r_{it} , ma semmai γ_{it}^2 , cioè un rendimento osservato che è diverso dal rendimento vero.

Come è stato rigorosamente dimostrato²⁵, la relazione che lega i rendimenti osservati in borsa con i rendimenti veri o di equilibrio è la seguente:

$$[2] \quad r_{it}^0 = \sum_{n=0}^N (\gamma_{i,t-n,n} r_{i,t-n,n} + \theta_{i,t-n,n})$$

dove la variabile casuale $\gamma_{i,t-n}$ può essere vista come la proporzione di rendimento vero che è incorporata nel rendimento osservato nel periodo t (r_{it}^0) e che è stata generata nel periodo $t-n$. Oppure, in altro modo, questa variabile ci segnala il ritardo con cui il rendimento vero generato nel periodo t si trasmette, nel periodo t e nei successivi N , nei rendimenti osservati.

La variabile casuale $\theta_{i,t-n,n}$ è specifica per l'impatto che ha il differenziale di prezzo sulle quotazioni azionarie e quindi sui rendimenti osservati.

Mentre rimandiamo alle specifiche fonti citate per gli aspetti quantitativi di derivazione dell'equazione [2], ci preme invece analizzare le conseguenze che tale conclusione comporta per la stima dei coefficienti beta.

Nell'esame delle diverse relazioni empiriche si è chiaramente riscontrato che l'impatto dei ritardi nell'aggiustamento dei prezzi di borsa diminuirà all'aumentare dell'intervallo temporale entro cui vengono calcolati i rendimenti dei titoli. Ciò equivale a dire che occorrerà selezionare degli intervalli di analisi maggiori degli intervalli in cui perdura il ritardo di adeguamento. Il proble-

²⁴ Si veda Fama (1976, capp. 3 e 4) per una derivazione del modello e delle principali assunzioni su cui si basa la sua validità.

²⁵ Si veda Cohen et al. (1980), ed anche (1986, pp. 114 ss.).

ma pratico è che ogni titolo (o meglio ogni gruppo di titoli) avrà sicuramente un proprio specifico intervallo di aggiustamento, ed inoltre la teoria non può suggerirci esattamente quale è la dimensione di questo ritardo. In definitiva, sarà probabile riscontrare dei prezzi più veri per i titoli più trattati e solitamente con un'elevata capitalizzazione, mentre succederà il contrario per i titoli minori in termini di capitalizzazione e/o volume degli scambi.

Da queste considerazioni emerge che il rendimento vero è funzione dell'intervallo di tempo prescelto per il suo calcolo, cioè, in termini formali, la [1] deve essere rispecificata nella seguente:

$$[3] \quad r_{iLt} = \alpha_{iL} + \beta_{iL} r_{mLt} + \epsilon_{iLt}$$

dove L è l'intervallo di tempo prescelto, con

$$L = 1, \dots, n$$

$$t = 1, \dots, T/L$$

e T è il totale delle osservazioni selezionate per l'analisi.

Risulta pertanto evidente dalla [3] che si otterrà una stima dei soliti parametri della regressione (α , β , R^2 , ecc.) per ciascun distinto intervallo L .

Ovvero, per il nostro specifico problema, è come dire che

$$\beta_{iL} = \beta_i^0(L)$$

E se si riconsiderano le riflessioni fatte precedentemente sul ritardo nell'aggiustamento dei prezzi, è facile dimostrare come il beta vero del titolo i -esimo (β_i^0) sia

$$\beta_i^0 = \lim_{L \rightarrow \infty} \beta_i^0(L)$$

In sostanza, tendendo ad aumentare (teoricamente all'infinito) l'intervallo di tempo entro cui vengono calcolati i rendimenti dei titoli, si otterrà via via una stima meno distorta e sempre più attendibile del coefficiente beta.

La letteratura aveva da tempo riconosciuto questo problema, e difatti la stima dei coefficienti è stata solitamente effettuata, soprattutto per gli utilizzi operativi, su intervalli mensili ed in un periodo di tempo di almeno cinque anni. Ciò in quanto si riteneva che tale scelta garantiva dalle più vistose distorsioni²⁶. Rimane il fatto che non è detto che per tutti i titoli l'intervallo

mensile garantisca dei risultati più corretti. Per certi titoli, anche se può sembrare strano, il ritardo nell'adeguamento dei prezzi, può essere ben superiore ai venti-trenta giorni. Inoltre, non sempre si possono attendere cinque anni per avere un sufficiente numero di osservazioni per la stima dei beta. Si pensi, come già anticipato, ai titoli di nuova quotazione o ai titoli che hanno avuto delle profonde modifiche nella loro combinazione strategica, tali da far ritenere assai diverso il rischio d'impresa²⁷. Ed ancora, la ricerca scientifica deve spesso confrontarsi con dati giornalieri per le sue analisi, per cui diventa cruciale disporre di idonee metodologie che consentano una correzione delle distorsioni che inevitabilmente sono presenti in questo tipo di dati.

La letteratura specializzata su questo tema si è perciò concentrata sullo studio delle procedure per rettificare i beta stimati delle analisi statistiche standard che necessariamente non tengono conto dell'effetto intervallo²⁸.

Fu infatti notato che all'aumentare dell'intervallo di stima i coefficienti dei titoli con maggiore spessore di mercato tendevano a diminuire, mentre crescevano quelli dei titoli minori. Cioè, negli intervalli ridotti il beta dei titoli più importanti tende ad essere distorto verso l'alto, mentre quello dei titoli minori tende ad essere distorto verso il basso.

Questa scoperta fu quindi utilizzata per spiegare alcune anomalie frequentemente riscontrate nei titoli azionari minori (*small firm effect*)²⁹. In pratica accadeva che nell'esame della redditività aggiustata al rischio di questi titoli venivano costantemente segnalati dei rendimenti superiori al livello di rischio. Il problema risiedeva nell'altra faccia della medaglia, ovvero il rischio di mercato era appunto sottostimato. Si consideri, a fini chiarificato-

²⁶ Si veda per l'appunto quanto suggerisce Fama (1976, pp. 131-132).

²⁷ Da quest'ultima considerazione nasce spontaneo chiedersi quale relazione esiste tra variabili aziendali, come ad esempio il fatturato, il capitale investito, utili, dividendi, grado di indebitamento e il rischio di mercato misurato dal beta. A parere di chi scrive, su questo punto persiste una certa confusione. Dato che diverse ricerche hanno osservato una significativa relazione statistica tra certe variabili ed il beta — si veda, per tutti, il pionieristico lavoro di Beaver, Kettler e Scholes (1970) — una vasta letteratura si è riversata su questo tema. Recentemente è stato dimostrato che teoricamente le uniche variabili direttamente collegate al beta sono il grado di indebitamento e il cosiddetto beta contabile (una sorta di relazione tra utili d'impresa e utili del «mercato») — si veda Bowman (1979).

²⁸ Si veda, in ordine di apparizione: Scholes e Williams (1977), Dimson (1979) e Cohen et al. (1983b). Di questi modelli sarà detto più avanti.

²⁹ Si veda Roll (1981). In realtà, come Cohen et al. (1986, p. 148) puntualizzano, lo *small firm effect* può perdurare anche se si procede all'aggiustamento dei beta. La ragione potrebbe risiedere nei differenziali di prezzo che si rilevano nelle transazioni di borsa, che sono solitamente più ampi (in termini relativi) per i titoli minori, in quanto questi presentano un maggior rischio di liquidità per gli intermediari, oppure, ancora, potrebbero risiedere in altri fenomeni in cui si osservano extra-rendimenti in determinati periodi dell'anno, come ad esempio il cosiddetto *effetto-gennaio* — si veda Tinic e West (1984).

ri, questo semplice esempio grafico. La figura 1 riporta la linea del mercato azionario che si è stimata per un determinato periodo di tempo. Essa come è noto, può essere scritta nella versione ex-ante, con l'equazione standard del Capital Asset Pricing Model (CAPM)³⁰:

$$[4] \quad E(R_i) = r_f + \beta_i [E(R_m) - r_f]$$

dove:

- $E(R_i)$ è il rendimento atteso del titolo i-esimo;
- $E(R_m)$ è il rendimento atteso del portafoglio di mercato;
- r_f è il rendimento certo di un titolo privo di rischio;
- β_i è il beta del titolo i-esimo, pari anche a σ_{im}/σ_m^2 , cioè il rapporto tra la covarianza attesa tra rendimento del titolo e rendimento del mercato rispetto alla varianza attesa del portafoglio di mercato.

Nell'esempio, il mercato di Borsa (R_m) ha realizzato una crescita del 20% per il periodo preso in esame, mentre il titolo (o portafoglio) A ha realizzato un incremento del 25%. Assumendo, ancora per semplicità, che siano valide le condizioni di equilibrio del CAPM, questo titolo o portafoglio avrebbe dovuto evidenziare un beta pari a 1,25, in quanto la sua collocazione nella retta comporta questa combinazione di redditività-rischio. In realtà le analisi statistiche (ex-post) hanno ottenuto un beta pari a 0,9, il quale sarebbe stato corretto per un rendimento pari al 18%.

Le facili conclusioni erano solitamente: il modello CAPM è incompleto in quanto probabilmente non specifica tutte le variabili che spiegano il rendimento di un titolo, od anche, il mercato è inefficiente in quanto consente degli extra-profitti sui titoli.

Risulta pertanto evidente che solo lo sviluppo di una teoria integrata della microstruttura dei mercati mobiliari ha consentito di illuminare molte ricerche onde rettificare precedenti conclusioni ed indirizzare nuove vie per lo studio dei dilemmi e dei misteri più appassionanti dei mercati mobiliari.

4. Il modello e le procedure per le analisi empiriche

La letteratura specializzata sul tema della stima dei coefficienti beta che ha adottato delle specifiche procedure per la correzione dell'effetto inter-

³⁰ Nella teoria finanziaria la linea del mercato azionario rappresenta la relazione tra redditività e rischio prevista dal modello media-varianza; in altri termini, il rischio (misurato dal β) e il rendimento atteso sono legati da una relazione lineare. Questa relazione teorica può essere sottoposta a verifica empirica con non pochi problemi, divenendo perciò una relazione ex-post. Per una discussione di questi temi si veda Roll (1977) e (1978).

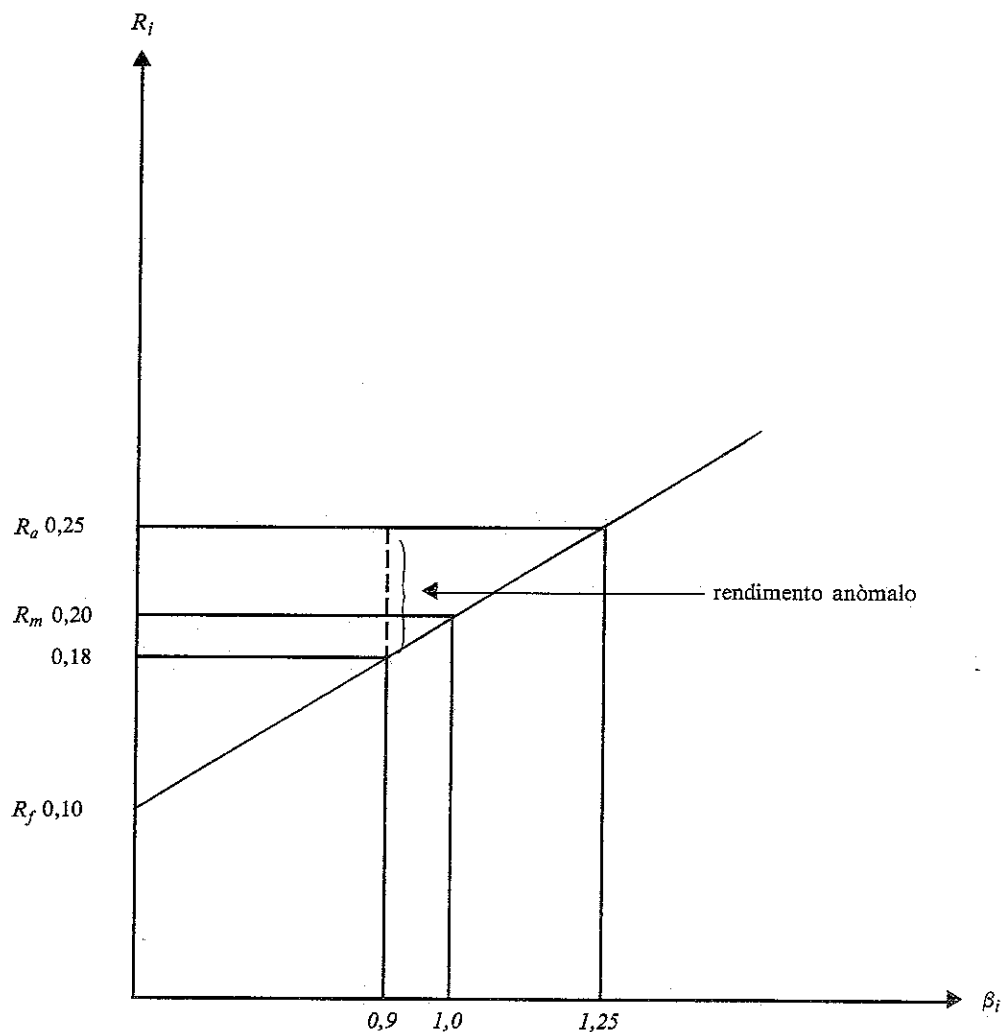


FIG. 1. Linea del mercato azionario.

vallo è assai nuova e non particolarmente abbondante³¹. I primi studi sono stati oggetto di recente critica e revisione. Il modello così rivisto è quello proposto da Cohen et al. (1980), e verificato empiricamente dagli stessi autori su un campione di titoli della Borsa di New York, e da Fung et al. (1985) sulla Borsa di Parigi³².

³¹ Si vedano le citazioni alla nota 28.

³² Si veda Cohen et al. (1986, pp. 120 ss.) in merito alle critiche dei modelli di Scholes e Williams (1977) e Dimson (1979).

La nostra ricerca si è pertanto basata su questa più recente evoluzione degli studi che ha già dato degli apprezzabili risultati per i *tests* eseguiti nelle due Borse menzionate.

Il modello prevede l'utilizzo di tre serie di regressioni, due serie storiche ed una *cross-section* per addivenire alla stima di un beta *asintotico* stimato alla conclusione della seconda serie di regressioni (*second pass*), e di un beta *asintotico* inferito dalla terza serie di regressioni (*third pass*).

4.1. Prima serie di regressioni (First Pass)

La prima serie di regressioni è una normale stima del modello di mercato per ogni titolo. Ciò che differenzia questa prima serie di regressioni dalle procedure tradizionali è la stima dei coefficienti per diversi intervalli temporali. In pratica occorre procedere alla stima della [3] vista prima, che è stata così formulata:

$$[5] \quad r_{iLt} = {}_1\alpha_{iL} + {}_1\beta_{iL} r_{mLt} + {}_1\epsilon_{iet}$$

Si noterà che ogni termine viene adesso contraddistinto con il numero 1, il quale ci indica le stime condotte con la prima serie di regressioni. È il caso di precisare che nel nostro studio i rendimenti dei titoli sono stati calcolati nel seguente modo:

$$r_{it} = \log(P_{it} + D_t) - \log(P_{it-L})$$

dove P_{it} è il prezzo di listino del titolo i -esimo nel giorno τ (con $\tau \in t$), opportunamente rettificato per le variazioni intervenute sul capitale, e D_t è il dividendo pagato se, naturalmente, τ è un giorno *ex-dividend*.

Allo stesso modo per il rendimento di mercato

$$r_{m\tau} = \log(I_\tau) - \log(I_{\tau-L})$$

dove I_τ è il livello dell'indice di borsa nel giorno τ .

4.2. Seconda serie di regressioni (Second Pass)

La seconda serie di regressioni ha il duplice obiettivo di quantificare l'effetto intervallo sui coefficienti beta della prima regressione se questo esiste, e di stimare il beta *asintotico*.

La giustificazione per questa seconda regressione sta in tutte le considerazioni fatte al precedente paragrafo, ed in particolare sull'osservazione che tendendo l'ampiezza dell'intervallo di stima dei rendimenti teoricamente all'infinito si può ottenere un beta vero e non distorto. Per cui, dovendo considerare un insieme di intervalli finiti, è possibile stimare questo beta corretto (che chiameremo asintotico) attraverso i beta della prima regressione via la seguente regressione:

$$[6] \quad {}_1\hat{\beta}_{iL} = {}_2\alpha_i + {}_2\beta_i f_i(L) + {}_2\epsilon_{iL}$$

Anche in questo caso ogni coefficiente viene contraddistinto con il numero 2 per indicare le stime condotte con la seconda serie di regressioni. La variabile dipendente ${}_1\hat{\beta}_{iL}$ è il vettore dei beta stimati per ogni intervallo nella prima regressione.

Questa forma funzionale richiede che ${}_1\hat{\beta}_{iL}$ tenda al valore asintoto (cioè ${}_2\hat{\alpha}_i$) all'aumentare di L , ed inoltre che la differenza tra la variabile dipendente ed il suo asintoto sia un infinitesimo con L . Queste proprietà si ottengono se la variabile indipendente è decrescente con L . La teoria naturalmente non specifica esattamente la forma di $f_i(L)$.

In pratica occorre andare per tentativi, avendo però presente che la forma prescelta deve essere uguale per tutti i titoli esaminati e, idealmente, per tutti i mercati di Borsa. In realtà, nei *tests* eseguiti a New York e a Parigi sono state selezionate due funzioni diverse perché permettevano di raggiungere migliori risultati, mentre per la Borsa italiana, è il caso di anticipare, si è selezionata una terza forma funzionale. Questo risultato mentre ci ha confermato la validità del modello, ci ha anche ribadito che esso deve essere adattato alla realtà del mercato in esame. Per la Borsa di New York (NYSE) è stata utilizzata la seguente funzione potenza

$$f(L) = L^{-n}$$

con $n = 0,1, 0,2, 0,4, 0,5, 0,6, 0,7, 0,8, 0,9, 1,0, 1,2, 2,0$.

Per la Borsa di Parigi sono state esaminate tre diverse forme, scegliendo infine la seguente funzione logaritmica

$$f(L) = \ln(1 + L^{-n})$$

con diversi valori dell'esponente.

Questa ricerca ha verificato anch'essa tre diverse funzioni, di cui le pri-

me due viste sopra e la terza, che è stata poi quella utilizzata, è la seguente funzione esponenziale

$$f(L) = \exp(-L^n)$$

e gli esponenti impiegati sono stati: $n = 0,1, 0,2, 0,4, 0,5, 0,6, 0,7, 0,8, 0,9, 1,0, 1,2, 1,4, 1,5, 1,6, 1,8, 2,0$.

Tutte e tre le funzioni, come si può facilmente verificare, sono decrescenti con L , e convergono asintoticamente al crescere di L . Naturalmente il tasso di convergenza sarà diverso per ogni funzione.

In merito ai coefficienti della seconda serie di regressioni stimati con la [6], è facile dimostrare che l'intercetta ci darà il beta asintotico, in quanto specificando opportunamente la $f(L)$ il

$$\lim_{L \rightarrow \infty} E({}_1\hat{\beta}_{iL}) = E({}_2\alpha_i)$$

mentre il coefficiente angolare di questa seconda serie di regressioni ci segnala la presenza e la dimensione dell'effetto intervallo.

Sulla base del dibattito teorico precedentemente esposto, i risultati di queste regressioni dovrebbero evidenziare un ${}_2\hat{\beta}_i$ negativo (positivo) e statisticamente significativo per i titoli minori (maggiori), il cui coefficiente beta tende a crescere (diminuire) all'aumentare dell'intervallo in cui vengono calcolati i rendimenti dei titoli. Inoltre, maggiore è il valore assoluto del coefficiente angolare stimato dalla seconda serie di regressioni, maggiore è l'effetto intervallo sul coefficiente beta del titolo.

La forma definitiva della seconda serie di regressioni utilizzate nel presente studio è la seguente

$$[7] \quad {}_1\hat{\beta}_{iL} = {}_2\alpha_i + {}_2\beta_i \exp(-L^{0,2}) + {}_2\epsilon_{iL}$$

La scelta è ricaduta sulla [7] per i migliori risultati statistici che si sono osservati in termini di R^2 , D.W. e significatività dei coefficienti.

Occorre infine precisare che la seconda serie di regressioni, come la prima d'altronde, è stata stimata titolo per titolo, costituendo pertanto ciascuna una indipendente analisi della [7].

4.3. Terza serie di regressioni (Third Pass)

La terza serie di regressioni trova la sua giustificazione anch'essa in un duplice obiettivo: il primo è quello di ricercare la variabile economica che

spiega meglio l'effetto intervallo quantificato con la [7], ed in secondo luogo poter determinare un secondo beta corretto, questa volta però *inferito* da un'analisi *cross-section* (cioè campionaria) e non da un'analisi individuale come invece si è fatto nella seconda serie di regressioni.

In merito al primo obiettivo occorrerà effettuare una regressione che pone in relazione il coefficiente ${}_2\hat{\beta}_i$, che quantifica l'effetto intervallo per ogni titolo, con una variabile che spieghi (per tutto il campione) la sua variabilità.

Negli studi citati è stato utilizzato — in quanto forniva i migliori risultati — il logaritmo naturale della capitalizzazione di borsa alla data intermedia del periodo di analisi, al fine di approssimare un valore medio di mercato del titolo. In questa ricerca abbiamo analizzato diverse *proxies* che a nostro avviso potevano spiegare, sulla base della discussione teorica prima sviluppata, il ritardo di aggiustamento dei prezzi e quindi l'effetto intervallo del beta³³.

L'interessante risultato dello studio è che solo due variabili hanno fornito dei risultati statistici significativi. Le due *proxies* (la 7 e la 8) riguardano entrambe il volume degli scambi, e si è infine selezionata la 7 (logaritmo naturale del Numero delle Azioni Trattate - NAT) che presentava dei risultati lievemente più robusti³⁴.

Pertanto la terza serie di regressioni stimata ha assunto la seguente forma:

$$[8] \quad {}_2\hat{\beta}_i = {}_3\alpha_i + {}_3\beta_i \ln \text{NAT}_i + {}_3\epsilon_i$$

³³ Le *proxies* utilizzate sono elencate e descritte nella seconda parte dell'Appendice (A.2), mentre la fonte dei dati e delle informazioni utilizzate per la loro costruzione e per altre elaborazioni necessarie a questo studio, viene riportata di seguito nella terza parte dell'Appendice (A.3).

³⁴ La scelta di questa *proxy* ha manifestato diverse perplessità tra i lettori della prima versione del lavoro, a cui vanno comunque i miei ringraziamenti per avermi dato lo spunto per le precisazioni che seguono. 1) Nella Borsa italiana lo spessore di mercato misurato attraverso i valori di capitalizzazione manifesta una inesistente significatività statistica perché, come tutti sanno, la media delle quote di controllo dei titoli quotati è assai elevata. Per cui il capitale effettivamente disponibile sul mercato per il *trading* è modesto. Quand'anche questi valori siano corretti per le quote di controllo (*insiders*), la pratica impossibilità di ottenere un dato preciso ed attendibile probabilmente impedisce che emerga un significativo risultato statistico. 2) Nasce allora spontanea una domanda del tipo: «Lo spessore di mercato di un titolo che ha un *trading* nel periodo di 100.000 titoli ad un valore medio di 1000 lire è superiore a quello di un secondo titolo di cui viceversa sono stati scambiati 20.000 titoli ad un valore medio di 5000 lire? Si potrebbe rispondere che quindi la variabile più corretta è in realtà il controvalore in lire (od una sua trasformazione) dei quantitativi trattati. E difatti questa *proxy* ha dato dei risultati assai vicini alla significatività ($R^2 = 0,103$, $t = 1,83$). A nostro avviso una possibile spiegazione sta nel fatto che i titoli non sono scambiati unitariamente ma a lotti minimi (standard) di contrattazione. Per cui se nel campione il quantitativo minimo è omogeneamente distribuito ecco che può emergere il risultato da noi ottenuto. Nel nostro caso, ad esempio, 12 titoli venivano negoziati a lotti di 1000 titoli ed altri 10 a lotti di 500. Sono state infine verificate delle *proxies* legate ai quantitativi e ai controvalori dei lotti minimi, ma anche queste non hanno prodotto degli apprezzabili risultati.

ed anche in questo caso il numero 3 contraddistingue i coefficienti stimati nella terza serie di regressioni, mentre la variabile dipendente, come già detto, è il coefficiente angolare stimato con la [7].

Naturalmente qualora la *proxy* prescelta spieghi l'effetto intervallo dei beta dei titoli del campione ci attenderemo un coefficiente ${}_3\hat{\beta}_i$ positivo e significativo.

La logica economica sottostante è la seguente. Dato che mediamente il ${}_1\hat{\beta}_i$ è sottostimato, si è visto che il ${}_2\hat{\beta}_i$ tenderà ad essere prevalentemente negativo, per cui la *proxy* (*ln NAT*) è in realtà una misura inversa della dimensione del ritardo di adeguamento dei prezzi di borsa. E quindi tutto ciò conduce a ritenere che ${}_2\hat{\beta}_i$ crescerà (diventando cioè prima nullo e poi positivo) al crescere del *ln NAT*, in quanto i valori più elevati del *ln NAT* si ritrovano logicamente nei titoli maggiori, i quali hanno mediamente un ${}_2\hat{\beta}_i$ positivo.

Per quanto riguarda il secondo obiettivo occorre osservare che la stima della [8] per tutto il campione di titoli può essere utilizzata per ricercare una comune variabile che spieghi l'effetto intervallo, ma non può essere utilizzata per inferire il beta asintotico di ogni titolo. Infatti, se i coefficienti stimati con la [8] vengono utilizzati a questo fine, il risultato che si ottiene, ad esempio per un certo titolo k-esimo, risulterà distorto perché i dati di questo titolo sono presenti nella stima eseguita. Pertanto bisogna procedere, come gli studi suggeriscono, ad una stima della [8] per tutto il campione meno il titolo k-esimo, onde utilizzare questi risultati per inferire il beta asintotico di questo titolo. Naturalmente questa procedura andrà ripetuta tante volte quanti sono i titoli sotto esame³⁵. Formalmente questa procedura si sviluppa nel seguente modo. Dalla seconda serie di regressioni stimata con la [7] per il titolo k-esimo possiamo porre pari a zero il termine d'errore e riaggiustando algebricamente è facile ottenere:

$$[9] \quad {}_2\alpha_k = {}_1\hat{\beta}_{kL} - {}_2\hat{\beta}_k \exp(-L^{0,2})$$

A questo punto avendo anche stimato la [8] senza i dati del titolo k-esimo si possono utilizzare queste stime per inferire il valore di ${}_2\hat{\beta}_k$ nel seguente modo:

$$[10] \quad {}_2\hat{\beta}_k = {}_3\hat{\alpha}_k + {}_3\hat{\beta}_k \ln \text{NAT}_k$$

Sostituendo ora la [10] nella [9] si ottiene il beta asintotico inferito (β_k^*) per il titolo k-esimo:

³⁵ Si tratta, come rilevano Cohen et al. (1983b), della procedura proposta da Lachenbruch (1967).

$$[11] \quad \beta_k^* = {}_1\hat{\beta}_{kL} - [({}_3\hat{\alpha}_k + {}_3\hat{\beta}_k \ln \text{NAT}_k) \exp(-L^{0,2})]$$

Il lato interessante della terza serie di regressioni è che questa procedura fornisce dei risultati che possono essere utilizzati per inferire il beta asintotico di un titolo che non fa parte del campione analizzato. L'unico elemento che occorre conoscere è il coefficiente beta stimato da una normale procedura statistica (OLS) ad esempio, per un periodo di 5-6 mesi. Operativamente ciò vuol dire che pur dovendo lavorare su orizzonti temporali ridotti è comunque possibile ottenere un beta più attendibile senza replicare l'intera procedura (assai tediosa e dispendiosa) prevista dalle prime due serie di regressioni.

In termini formali si segua questo ragionamento. Supponiamo di voler conoscere il beta asintotico inferito (β^*) del titolo j-esimo che non fa parte del campione per cui sono state stimate la [7] e la [8]. Tramite le elaborazioni algebriche viste con la [9] e la [10], e disponendo di un beta stimato (OLS) su un intervallo giornaliero per il titolo j-esimo è facile procedere alla sua correzione nel seguente modo:

$$[12] \quad \beta_j^* = {}_1\hat{\beta}_{j1} - [({}_3\hat{\alpha} + {}_3\hat{\beta} \ln \text{NAT}_j) \exp(-1^{0,2})]$$

5. Il campione e i risultati statistici³⁶

5.1. Il campione e i dati utilizzati

Il campione utilizzato per questa verifica empirica è stato composto con 30 azioni ordinarie quotate ininterrottamente alla Borsa Valori di Milano dal 2 gennaio 1984 al 30 giugno 1986 per un totale di 628 osservazioni giornaliere (prezzi di listino) per ogni titolo.

La scelta dei 30 titoli è stata effettuata nel seguente modo. Sono state selezionate tutte le azioni ordinarie quotate alla data del 29 marzo 1985 (data intermedia del periodo di analisi) e sono state ordinate secondo il valore della capitalizzazione di Borsa. L'insieme dei titoli è stato poi ripartito in decili, da ognuno dei quali è stato estratto casualmente un campione di 3 titoli, componendo in tal modo il totale delle 30 azioni ordinarie esaminate. Questa pro-

³⁶ Le analisi statistiche condotte per questa ricerca hanno richiesto l'elaborazione di diverse migliaia di regressioni, tutte eseguite presso il Centro di Calcoli Numerici dell'Università di Pavia al quale vanno i miei ringraziamenti per l'assistenza e la pazienza dimostratami. È quindi evidente che di seguito saranno riportati solo i risultati più significativi. L'autore è naturalmente a disposizione per fornire, su richiesta, dati e/o risultati menzionati nel testo ma non pubblicati.

cedura ci ha quindi permesso di scegliere un gruppo di titoli che rappresentavano proporzionalmente diversi spessori di mercato³⁷.

Gli indici di Borsa utilizzati sono stati inizialmente due: il Mib Storico ed il Comit Globale, naturalmente rilevati per il medesimo periodo. Dopo alcune preliminari regressioni della prima serie è risultato che il Comit Globale forniva sempre dei risultati statistici leggermente superiori, e pertanto si è definitivamente adottato quest'ultimo per tutte le analisi successive. Occorre precisare che il beta di un titolo rispetto all'Indice Mib Storico ad esempio, non è confrontabile con il beta dello stesso titolo rispetto all'Indice Comit Globale, in quanto si tratta di due portafogli di mercato diversi³⁸. La nostra scelta si è infatti basata esclusivamente sul riscontro qualitativo e quantitativo dei risultati ottenuti con due variabili indipendenti diverse.

5.2. I risultati della prima serie di regressioni

Sulla base del campione e del periodo analizzato si è stimata la [5] avendo riguardo che:

$$\begin{aligned}i &= 1, \dots, 30; \\L &= 1, \dots, 8, 10, 12, 14, 15, 16, 20, 22, 24; \\T &= 1, \dots, 628/L\end{aligned}$$

per cui la stima è stata effettuata per 16 intervalli temporali diversi. I risultati che non superavano il test del Durbin-Watson sono stati oggetto di correzione con il metodo iterativo di Cochrane-Orcutt. In media, ogni titolo presenta circa 9 coefficienti beta (su 16) corretti con tale procedura³⁹.

La tabella 1 riporta una sintesi dei risultati di questa prima serie di regressioni.

Come è stato empiricamente osservato in altri mercati, anche nella nostra Borsa in media sia i coefficienti beta (si veda la prima riga della tabella 1),

³⁷ Il campione di titoli analizzati in questo studio è riportato nella prima parte dell'Appendice (A.1). L'ordine è per capitalizzazione decrescente alla data del 29 marzo 1985. Un primo elenco è stato sottoposto a revisione dopo la prima serie di regressioni, in quanto alcuni titoli non presentavano tutti i coefficienti beta stimati significativi al 95%. Naturalmente sono stati sostituiti con titoli dello stesso decile.

³⁸ Si veda quanto detto alla precedente nota 23 e soprattutto il famoso articolo di Roll (1977) ed anche Roll (1978). Nel periodo analizzato la correlazione tra le variazioni giornaliere (in termini logaritmici) tra i due indici è stata dell'80,8%.

³⁹ Per qualsiasi concetto statistico od econometrico di seguito riportato, si faccia riferimento al testo di Johnston (1984). Per il test di D.W. si veda a pp. 314 ss., mentre per la procedura Cochrane-Orcutt si veda a pp. 321 ss.

TAB. 1. Sintesi della prima serie di regressioni ^a - $r_{iL} = {}_1\hat{\alpha}_{iL} + {}_1\beta_{iL}r_{ML}$

Intervallo (giorni)		1	2	3	4	5	10	15	20	24	${}_2\hat{\alpha}_i^{(s)}$	$\beta_i^{(h)}$
Media	$({}_i\hat{\beta}_{iL})^b$	0.9089	0.9165	0.9146	0.9478	0.9024	0.9756	0.9201	1.0103	1.0058	1.0639	1.0878
Media	$\sigma({}_i\hat{\beta}_{iL})^b$	0.0619	0.0746	0.0910	0.1055	0.1194	0.1501	0.1644	0.1661	0.1708	0.0966	—
Media	$t({}_i\hat{\beta}_{iL})^b$	15.8277	13.1024	10.6601	9.5559	8.0607	6.8900	5.9323	6.6244	6.4143	12.0947	—
Minimo	$({}_i\hat{\beta}_{iL})^c$	0.5193	0.3774	0.4121	0.4506	0.4818	0.4557	0.4821	0.4723	0.4084	0.4235	0.7305
Massimo	$({}_i\hat{\beta}_{iL})^d$	1.3984	1.4682	1.3872	1.5498	1.4465	1.5219	1.4809	1.6376	1.6500	1.7006	1.5290
Media	$(R^2)^b$	0.2821	0.3462	0.3438	0.3646	0.3313	0.4102	0.4419	0.5459	0.5710	—	—
Minimo	$(R^2)^c$	0.0741	0.0533	0.1108	0.1192	0.1091	0.1205	0.1682	0.1906	0.2644	—	—
Massimo	$(R^2)^f$	0.7098	0.7713	0.7750	0.7600	0.7237	0.8281	0.8494	0.9291	0.9504	—	—

^a I risultati completi della prima serie di regressioni sono disponibili a richiesta. Tutti i coefficienti beta stimati per ogni intervallo sono significativi al 95%, e di questi solo uno non è significativo anche al 99% (si tratta del titolo Acque potabili). I coefficienti alfa significativi al 95% sono 9, di cui 8 per il titolo SASIB ed 1 per il titolo Buton.

^b I valori riportati sono delle medie aritmetiche tra i 30 titoli del campione.

^c I coefficienti beta minimi appartengono ai seguenti titoli: Westinghouse (1, 5); Acque potabili (2, 4); Finrex (3, 10, 15, 20, 24 e ${}_2\hat{\alpha}$); Sip (β^*).

^d I coefficienti beta massimi appartengono ai seguenti titoli: Gemina (1, 3, 4, 5); Latina (2, 10, 20 e β^*); Toro (15); Farmitalia (24); Ifil (${}_2\hat{\alpha}$).

^e I valori minimi del coefficiente di determinazione appartengono ai seguenti titoli: Acque potabili (1, 2, 3, 4, 5, 15, 20, 24); Acqu. De Ferrari (10).

^f I valori massimi del coefficiente di determinazione appartengono tutti al titolo Assicurazioni Generali.

^g Si tratta del beta asintotico «stimato» dalla seconda serie di regressioni. Si veda l'equazione [7]. Questi valori vengono qui inclusi per agevolare i confronti.

^h Si tratta del beta asintotico «inferito» dalla terza serie di regressioni. Si veda l'equazione [11]. Questi valori vengono qui inclusi per agevolare i confronti.

che i coefficienti di determinazione (sesta riga) crescono all'aumentare dell'intervallo di stima. Naturalmente, come già detto, il coefficiente beta dei titoli maggiori mostrerà un comportamento contrario, ma dato che nel campione (come in tutto il mercato del resto) sono prevalentemente presenti titoli con *spessore* inferiore alla media — per la nota concentrazione in poche azioni della capitalizzazione di Borsa — è più che logico attendersi un risultato empirico quale è quello evidenziato nella prima riga della tabella 1. Nella seconda e terza riga si potrà notare come all'aumentare dell'intervallo, e perciò al diminuire delle osservazioni, mediamente aumenta l'errore standard del coefficiente e si riduce il valore della T di Student.

5.3. I risultati della seconda serie di regressioni

I risultati della seconda serie di regressioni basate sulla [7] sono evidenziati nella tabella 2. Come già anticipato, la seconda serie di regressioni è stata però stimata con tre diverse funzioni e, per ognuna, con quindici esponenti diversi. In genere le tre forme funzionali hanno dato i medesimi risultati con dei coefficienti (β_i) significativamente negativi per i titoli con valore di mercato minore della media, e significativamente positivi per i titoli maggiori. Naturalmente le funzioni esaminate hanno mostrato dei tassi di convergenza verso l'asintoto differenti. Inoltre, al diminuire del valore dell'esponente miglioravano sia i valori dei coefficienti di determinazione che quelli del test D.W., con ciò confermando la linearità del modello in quanto i dati sono stati ordinati secondo intervalli (L) crescenti.

La scelta della funzione esponenziale e dell'esponente (0,2) si è quindi basata sui migliori risultati statistici che mediamente si sono potuti osservare. Occorre comunque sottolineare che molti titoli presentano un coefficiente statisticamente *non significativo*, probabilmente causato dal fatto che non tutti gli intervalli prescelti sono dei divisori interi del totale delle osservazioni utilizzate (628 prezzi). La disponibilità ridotta di dati ci ha quindi costretto, per evidenti ragioni statistiche, ad impiegare degli intervalli che, essendo non perfettamente divisibili, hanno introdotto delle probabili distorsioni nei coefficienti beta della prima regressione e conseguentemente in quelli della seconda regressione⁴⁰.

⁴⁰ Questo problema era stato già preventivato all'inizio del lavoro, in quanto sottolineato dagli autori dei due precedenti studi citati. Cohen et al. (1983b) per la Borsa di New York lo evitano selezionando solo intervalli perfettamente divisibili, mentre Fung et al. (1985) per la Borsa di Parigi incorrono nel nostro medesimo problema, anche qui, per carenza di dati. Nel nostro caso, questo effetto distorsivo può essere individuato esaminando con attenzione l'andamento non sempre crescente dei coefficienti beta della prima regressione (tabella 1 - prima riga), ed in particolare per gli intervalli 5 e 15. Per altre spiegazioni a questo inconveniente si veda il successivo paragrafo.

TAB. 2. Risultati statistici della seconda serie di regressioni - ${}_1\hat{\beta}_{iL} = {}_2\alpha_{iL} + {}_2\beta_i \exp(-L^{0.2})$

Titolo	${}_2\hat{\alpha}_i$	$t({}_2\hat{\alpha}_i)$	${}_2\hat{\beta}_i$	$t({}_2\hat{\beta}_i)$	R^2	D.W.	β_i^a
1	1.00716	17.7988	0.563981	2.31149	0.2762	1.477	1.35481
2	0.66116	11.8341	0.538097	2.23368	0.2627	2.716	0.81572
3	0.87517	13.2909	-0.301809*	-1.06298	0.0747	1.984	0.73051
4	1.68908	14.8994	-1.51933	-3.10818	0.4083	2.382	1.29306
5	0.69139	9.2454	0.64999*	2.0158	0.2250	2.689	1.06318
6	1.49568	19.1253	-0.416859*	-1.23621	0.0984	2.101	1.48141
7	1.20738	13.5576	-0.347151*	-0.90405	0.0552	2.318	1.20545
8	1.07231	13.4915	-0.257215*	-0.75053	0.0387	2.659	1.21828
9	1.27263	15.1257	0.555025*	1.52989	0.1432	2.770	1.29473
10	1.10341	7.7655	-1.14393*	-1.86711	0.1994	2.609	0.95652
11	1.70063	27.7613	-1.71607	-6.4968	0.7509	1.490	1.27735
12	0.68554	6.1424	0.375093*	0.77943	0.0416	2.944	0.97651
13	1.20341	9.0814	-0.326207*	-0.57091	0.0227	2.915	1.33092
14	0.65133	5.8479	0.337088*	0.70190	0.0340	3.194	0.95436
15	1.11342	9.8376	-0.255574*	-0.52370	0.0192	1.766	1.02245
16	0.65311	5.5129	0.673065*	1.31762	0.1103	2.234	0.94654
17	1.10774	12.5605	-0.144189	-3.79174	0.5066	2.153	0.89718
18	1.12339	9.5956	-0.077956	-0.15442	0.0017	2.661	0.84737
19	1.20377	21.7288	-1.23763	-5.18104	0.6572	1.932	0.93003
20	1.27748	20.0739	-1.7658	-6.43506	0.7473	1.951	0.91968
21	0.81869	10.7314	-0.89123	-2.70935	0.3440	2.847	1.09820
22	1.55861	18.8017	-2.72628	-7.6272	0.8060	2.007	0.87534
23	0.61957	6.8884	0.75528*	1.94747	0.2132	1.946	1.24781
24	1.36179	8.3198	0.103169*	0.14618	0.0015	3.142	1.52904
25	0.97974	6.6423	0.451766*	0.71032	0.0348	1.579	1.37512
26	1.30056	17.1817	-1.80745	-5.53782	0.6866	2.586	1.05975
27	0.91027	6.0065	-1.48256	-2.26883	0.2688	1.421	0.86247
28	0.65027	6.9317	-0.03620*	-0.08951	0.0006	1.345	0.98669
29	0.42346	7.2259	0.29584*	1.17077	0.0892	2.211	0.86170
30	1.49996	9.8341	-1.63621	-2.4879	0.3066	2.226	1.22228

* Indica i coefficienti NON significativamente diversi da zero al 95%.

^a Si tratta del beta asintotico «inferito» dalla terza serie di regressioni. Si veda l'equazione [11]. Questi valori vengono qui inclusi per agevolare i confronti.

Si può in ogni caso notare che in media il modello conferma le sue previsioni. Infatti i primi titoli, che hanno un maggior spessore di mercato, evidenziano un coefficiente significativo e positivo, e così pure i titoli finali che, essendo più piccoli in termini di capitalizzazione, mostrano viceversa un coefficiente significativo e negativo.

Il primo beta corretto per l'effetto intervallo è dato dall'intercetta stimata (${}_2\hat{\alpha}_i$) con questa seconda serie di regressioni.

Si noti appunto l'elevato valore medio della T di Student rispetto a quello dei coefficienti beta della prima regressione, ed in particolare nei riguardi degli intervalli maggiori (20 e 24). Questi ultimi, come già rilevato, sono proprio quelli usualmente utilizzati per fini operativi.

La tabella 3 contiene la matrice di correlazione tra i beta stimati nella prima regressione ed i beta asintotici. I valori dei coefficienti risultano alquanto elevati, ed inoltre la correlazione risulta più elevata per gli intervalli contigui

TAB. 3. Matrice di correlazione dei coefficienti beta

$\hat{\beta}_{i,1}$	$\hat{\beta}_{i,2}$	$\hat{\beta}_{i,3}$	$\hat{\beta}_{i,4}$	$\hat{\beta}_{i,5}$	$\hat{\beta}_{i,10}$	$\hat{\beta}_{i,15}$	$\hat{\beta}_{i,20}$	$\hat{\beta}_{i,24}$	$\hat{\alpha}_i$	β_i
1.000										
0.966	1.000									
0.941	0.978	1.000								
0.927	0.956	0.942	1.000							
0.899	0.901	0.902	0.956	1.000						
0.835	0.871	0.887	0.914	0.909	1.000					
0.663	0.698	0.743	0.741	0.766	0.835	1.000				
0.789	0.833	0.850	0.868	0.875	0.936	0.891	1.000			
0.747	0.773	0.805	0.802	0.800	0.903	0.886	0.945	1.000		
0.451	0.498	0.562	0.568	0.604	0.802	0.869	0.827	0.876	1.000	
0.799	0.796	0.787	0.730	0.678	0.658	0.594	0.699	0.711	0.446	1.000

TAB. 4. Errore quadratico medio dei coefficienti beta

	$\hat{\beta}_{i,1}$	$\hat{\beta}_{i,2}$	$\hat{\beta}_{i,3}$	$\hat{\beta}_{i,4}$	$\hat{\beta}_{i,5}$	$\hat{\beta}_{i,10}$	$\hat{\beta}_{i,15}$	$\hat{\beta}_{i,20}$	$\hat{\beta}_{i,24}$	$\hat{\alpha}_i$	β_i
$\hat{\alpha}_i$	0.1245	0.1184	0.1034	0.0910	0.1022	0.0488	0.0486	0.0397	0.0299	0.0000	0.0954
β_i	0.0550	0.0568	0.0534	0.0504	0.0735	0.0606	0.0871	0.0547	0.0521	0.0954	0.0000

e via via minore per gli intervalli più distanziati. Il beta asintotico stimato nella seconda serie di regressioni (${}_2\hat{\alpha}_i$) mostra un coefficiente di correlazione con i beta della prima serie crescente all'aumentare dell'intervallo di stima.

Nella tabella 4 sono infine riportati i valori dell'errore quadratico medio tra i beta stimati. Anche da questo punto di vista si noterà che all'aumentare dell'intervallo diminuisce il valore dell'errore⁴¹.

I risultati della seconda serie di regressioni, nonché i valori riportati alle tavole 3 e 4, confermano la distorsione causata dall'effetto intervallo sui coefficienti beta e quindi che il ritardo nell'adeguamento dei prezzi di Borsa non è trascurabile. Per il campione ed il periodo di tempo analizzato si può sostenere che questo è rilevante almeno fino a 10-15 giorni di Borsa.

5.4. I risultati della terza serie di regressioni

I risultati della terza serie di regressioni sono stati stimati con la [11] sulla base del beta della prima serie ottenuto sull'intervallo giornaliero (${}_1\hat{\beta}_{i,1}$) e vengono riportati nella tabella 5. I risultati della stima cross-section per tutto il campione dei trenta titoli sono dati dalla seguente equazione basata sulla [8]:

$${}_2\hat{\beta}_i = -4,5068 + 0,2359 \ln \text{NAT}_i$$

$$(-2,8577) \quad (2,5766) \quad R^2 = 0,1917 \quad \text{D.W.} = 2,3713$$

Come previsto vi è una significativa e positiva relazione tra la misura dell'effetto intervallo e la *proxy* (inversa) per la dimensione del ritardo nell'aggiustamento dei prezzi, ovvero il beta dei titoli meno trattati tenderà a crescere all'aumentare dell'intervallo di stima ed il contrario avverrà per i titoli maggiormente trattati. Tuttavia anche la terza regressione, come è chiaramente riscontrabile, non ha prodotto dei risultati particolarmente solidi.

Ci sembra utile, a questo punto, confrontare i nostri risultati con quelli ottenuti nei due precedenti studi già citati, anche se questi hanno utilizzato come *proxy* il logaritmo naturale della capitalizzazione di Borsa alla data intermedia del periodo analizzato (in $I_n V_j$).

Cohen et al. (1983) hanno esaminato un campione di 50 titoli ordinari quotati alla Borsa di New York (NYSE) nel periodo 2 gennaio 1970 - 31 dicembre 1973, mentre invece Fung et al. (1985) hanno analizzato un campio-

⁴¹ I valori dell'Errore Quadratico Medio sono stati calcolati nel seguente modo:

$$EQM({}_1\hat{\beta}_{i,L}) = \sum_{i=1}^{30} ({}_1\hat{\beta}_{i,L} - {}_2\hat{\alpha}_i)^2 / 30$$

ed ugualmente per il beta asintotico inferito (β_i^*).

TAB. 5. Risultati statistici della terza serie di regressioni

$${}_2\hat{\beta}_k = {}_3\alpha_k + {}_3\beta_k \ln NAT_i; i=1, \dots, k-1, k+1, \dots, 30$$

Titolo	${}_3\hat{\alpha}_k$	$t({}_3\hat{\alpha}_k)$	${}_3\hat{\beta}_k$	$t({}_3\hat{\beta}_k)$	R^2	β_k^*
1	-4.37487	-2.75373	0.226586	2.45212	0.1821	1.35481
2	-4.30713	-2.62282	0.223268	2.33079	0.1675	0.81572
3	-4.62104	-2.8299	0.243197	2.55524	0.1947	0.73051
4	-4.51346	-2.89621	0.23849	2.63567	0.2046	1.29306
5	-4.3738	-2.76808	0.226305	2.46296	0.1835	1.06318
6	-4.51231	-2.80834	0.236028	2.53183	0.1919	1.48141
7	-4.5179	-2.81281	0.236203	2.53472	0.1922	1.20545
8	-4.76639	-2.86367	0.252046	2.59314	0.1994	1.21828
9	-4.34596	-2.5525	0.22596	2.26988	0.1603	1.29473
10	-4.40549	-2.73573	0.230876	2.47496	0.1849	1.95652
11	-4.63397	-3.02907	0.246137	2.76852	0.2211	1.27735
12	-4.56413	-2.8939	0.237457	2.59497	0.1996	0.97651
13	-4.62977	-2.86279	0.24216	2.58622	0.1985	1.33092
14	-4.59671	-2.9128	0.239343	2.61497	0.2021	0.95436
15	-4.57405	-2.81008	0.240241	2.53354	0.1921	1.02245
16	-4.53705	-2.9149	0.235372	2.60529	0.2009	0.94654
17	-4.32181	-2.69625	0.226516	2.44035	0.1807	0.89718
18	-5.00886	-2.81152	0.266425	2.55128	0.1942	0.84737
19	-4.45327	-2.80615	0.234213	2.54392	0.1933	0.93003
20	-4.17948	-2.61094	0.218686	2.36106	0.1711	0.91968
21	-5.04793	-2.83725	0.266126	2.59563	0.1997	1.09820
22	-4.03242	-2.78031	0.212309	2.5272	0.1913	0.87534
23	-4.92628	-3.21746	0.25726	2.90188	0.2377	1.24781
24	-4.48332	-2.80499	0.233573	2.51566	0.1899	1.52904
25	-4.59512	-2.9264	0.23905	2.62456	0.2033	1.37512
26	-4.11564	-2.53456	0.214847	2.28864	0.1625	1.05975
27	-4.26517	-2.59248	0.222863	2.34334	0.1690	0.86247
28	-4.70896	-2.93644	0.246193	2.65152	0.2066	0.98669
29	-4.67393	-2.95957	0.243735	2.66304	0.2080	0.86170
30	-4.28295	-2.69964	0.22469	2.44526	0.1813	1.22228

I valori di β_k^* sono stati calcolati sulla base dell'equazione [11] con ${}_1\hat{\beta}_{i,1}$.

ne di 52 titoli ordinari quotati alla Borsa di Parigi nel periodo 3 gennaio 1977 - 3 aprile 1980⁴².

La tabella 6 riproduce questo confronto e consente di concludere che le previsioni formulate dalla discussione teorica sono rispettate in tutti e tre i mercati di borsa. I risultati dello studio sulla Borsa statunitense sono naturalmente più forti, mentre quelli delle Borse europee sono più deboli e, per certi aspetti, alquanto simili.

Una spiegazione a questo comune comportamento delle Borse europee —

⁴² Fung et al. (1985) precisano a p. 453 che sono stati costretti ad utilizzare il logaritmo naturale della capitalizzazione di borsa alla data intermedia, in quanto non hanno reperito il dato relativo agli scambi. Gli autori sostengono che, date le caratteristiche della Borsa francese, probabilmente quest'ultima variabile avrebbe permesso di raggiungere migliori risultati nella terza serie di regressioni.

TAB. 6. *Confronto internazionale dei risultati della terza serie di regressioni*¹

	Borsa di New York (NYSE)	Borsa di Parigi	Borsa di Milano
${}_3\hat{\alpha}$	-2.637 (-11.462)	-3.442 (-3.604)	-4.5068 (-2.8577)
${}_3\hat{\beta}$	0.181 (9.670)	0.1615 (3.23)	0.2359 (2.5766)
R^2	0.6608	0.173	0.1917

¹ Tra parentesi appaiono i valori della T di Student.

o forse sarebbe meglio dire di Borse assai più piccole del NYSE — può essere data dal noto problema dell'elevata concentrazione dell'Indice generale di Borsa⁴³. Questo fenomeno, come è stato dimostrato teoricamente da Cohen et al. (1983a), porta appunto ad ottenere dei coefficienti nella seconda serie di regressioni (${}_2\hat{\beta}_i$) spesso non significativi e quindi ad indebolire i risultati della terza serie di regressioni.

Come abbiamo precedentemente descritto, la terza serie di regressioni è stata ripetuta trenta volte onde ottenere il beta asintotico inferito (β_i^*) da questa analisi campionaria, che viene riportato nell'ultima colonna della tabella 5. I risultati della terza serie di regressioni per ogni titolo, come si potrà notare, sono comunque simili all'equazione stimata per l'intero campione. Così facendo si è però indirettamente provata la stabilità dei risultati della terza serie di regressioni per trenta campioni diversi. Rimane infine da osservare che, per i motivi e gli inconvenienti già menzionati che sono sopraggiunti nello svolgimento di tutta la procedura, il beta asintotico inferito, almeno in questa specifica analisi, rimane meno affidabile dell'altro beta corretto (${}_2\hat{\alpha}_i$). La conferma quantitativa si ritrova osservando le tabelle 3 e 4, dove il beta asintotico stimato (${}_2\hat{\alpha}_i$) presenta una più elevata correlazione ed un minore errore quadratico medio con i beta (OLS) della prima serie di regressioni stimati per gli intervalli maggiori, di quanto si osserva al contrario per il beta asintotico inferito (β_i^*).

6. *La verifica empirica della validità della procedura di correzione dei coefficienti beta*

In questo paragrafo saranno presentate alcune analisi empiriche effettuate allo scopo di convalidare ulteriormente la significatività dei coefficienti beta

⁴³ Questa spiegazione viene infatti proposta per la Borsa francese da Fung et al. (1985, p. 453), e personalmente ritengo sia valida anche per il caso italiano, avendo tra l'altro rilevato questo problema in un precedente studio (Murgia 1987, pp. 150-151), sebbene per altri obiettivi.

ottenuti con la procedura di correzione. Da quanto osservato sui risultati sin qui raggiunti, si è ritenuto opportuno selezionare il beta asintotico stimato (${}_2\hat{\alpha}_i$) nella seconda serie di regressioni quale base di confronto con i beta ottenuti con le analisi statistiche tradizionali (OLS) nella prima serie di regressioni per l'intervallo giornaliero. L'utilizzo di questi ultimi si giustifica con il nostro obiettivo di confrontare i coefficienti beta che più sono influenzati dal fenomeno dell'effetto intervallo.

6.1. Tasso di aggiustamento e spessore di mercato

La prima verifica effettuata può essere vista come un confronto diretto della correzione effettuata sui coefficienti beta ottenuti dalla prima serie di regressioni. Infatti, se l'aggiustamento non è rilevante, la *proxy* che spiega l'effetto intervallo e quindi il ritardo nell'adeguamento dei prezzi, risulterà una variabile non significativa.

Al fine di effettuare questo raffronto abbiamo definito il tasso di aggiustamento dei coefficienti beta nel seguente modo

$$({}_1\hat{\beta}_{i,1} - {}_2\hat{\alpha}_i) / {}_2\hat{\alpha}_i$$

che è dato dal rapporto tra la differenza tra il coefficiente beta ottenuto sull'intervallo giornaliero ed il beta corretto, rispetto a quest'ultimo.

Si è quindi effettuata una regressione tra il tasso di aggiustamento e la *proxy* per l'effetto intervallo ($\ln NAT$). Da tutta la discussione sinora effettuata ci attenderemo una relazione significativa e positiva. E difatti si è ottenuta la seguente stima:

$$({}_1\hat{\beta}_{i,1} - {}_2\hat{\alpha}_i) / {}_2\hat{\alpha}_i = -1,1624 + 0,063 \ln NAT_i$$

(-2,281) (2,131) $R^2 = 0,1395$ D.W. = 2,132

dove appunto risulta evidente che il coefficiente del regressore è positivo e statisticamente significativo, anche se questa variabile spiega solo per il 14% circa le variazioni del tasso di aggiustamento.

6.2. Un test del Capital Asset Pricing Model (CAPM)

La seconda verifica effettuata può essere vista viceversa come un confronto indiretto. Come è noto il modello CAPM viene solitamente verificato empi-

ricamente in due modi alternativi⁴⁴. Secondo la prima modalità si tende ad accertare se il beta è l'unico fattore di rischio determinante per la redditività (e quindi per il pricing) dei titoli azionari, procedendo alla stima della seguente *cross-section*:

$$[13] \quad r_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{STD}_i + \gamma_2 \beta_i + \epsilon_{it}$$

dove r_{it} è il rendimento medio del titolo osservato in un certo periodo di tempo, STD_i è lo scarto quadratico medio del rendimento del titolo osservato e β_i è il coefficiente beta precedentemente stimato per lo stesso periodo.

Sulla base delle ipotesi del modello si dovrà ottenere:

γ_0 positivo e significativo, con un valore del coefficiente pari al tasso privo di rischio (r_f) osservato sul mercato nel medesimo arco temporale;

γ_1 statisticamente non significativo;

γ_2 significativo e con un valore del coefficiente pari alla differenza rilevata sul mercato tra $r_m - r_f$.

In modo del tutto analogo, il test può essere eseguito con la seguente *cross-section*:

$$[14] \quad r_{it} - r_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \epsilon_{it}$$

ma in questo caso si dovrà ottenere:

γ_0 statisticamente non significativo;

γ_1 significativo e con un valore del coefficiente pari a $r_m - r_f$.

Ai nostri fini ciò che è importante provare è che l'utilizzo di un beta corretto consente di ottenere dei risultati empirici significativamente differenti, o comunque più robusti, di quanto si potrebbe trovare con i coefficienti beta stimati con le procedure tradizionali (OLS). Si sono pertanto stimate le equazioni [13] e [14] utilizzando alternativamente il coefficiente beta stimato per l'intervallo giornaliero (${}_1\hat{\beta}_{i,1}$), e il coefficiente beta asintotico stimato nella seconda serie di regressioni (${}_2\hat{\beta}_i$).

In merito alle altre variabili si è così proceduto: r_{it} è il rendimento medio giornaliero di ogni titolo nel periodo esaminato in questo studio; r_m è la variazione media giornaliera dell'Indice Comit Globale nello stesso periodo; STD_i è lo scarto quadratico medio del rendimento giornaliero di ogni titolo; r_{ft} è il rendimento medio giornaliero del tasso privo di rischio del periodo, che è stato calcolato sulla base della media ponderata mensile dei tassi di

⁴⁴ La letteratura sulle verifiche empiriche del modello CAPM è assai copiosa e non può certo essere citata in questa sede. Un valido punto di partenza è comunque la raccolta di saggi contenuti nel volume a cura di Jensen (1972).

aggiudicazione dei BOT a 3,6, e 12 mesi alle aste pubbliche⁴⁵. L'utilizzo di dati giornalieri è ovviamente richiesto per un coerente utilizzo con i coefficienti beta giornalieri.

I risultati ottenuti dalla stima della [13] sono riportati nella tabella 7. Di seguito viene pure presentata la matrice di correlazione dei regressori al fine di individuare eventuali problemi di multicollinearità, nonché alcune statistiche di base sui dati utilizzati.

TAB. 7. Risultati statistici dell'equazione [13] ^a

$r_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 STD_i + \gamma_2 \beta_i + \epsilon_{it}$				
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	R^2 ^b
con $\beta_i = {}_1\hat{\beta}_{i,1}$	0.000067 (0.084)	0.025225 (0.858)	0.001341* (2.271)	0.171
	0.000724 (0.917)	0.46834 (1.570)		0.081
	0.000574 (1.095)		0.001505* (2.706)	0.207
con $\beta_i = {}_2\hat{\alpha}_i$	$\hat{\gamma}_0$ 0.000042 (0.056)	$\hat{\gamma}_0$ 0.024374 (0.879)	$\hat{\gamma}_2$ 0.001191** (2.866)	R^2 ^b 0.243
	0.000724 (0.917)	0.46834 (1.570)		0.081
	0.000565 (1.276)		0.001294** (3.260)	0.275

* significativo al 95%. ** significativo al 99%.

^a Tra parentesi appaiono i valori della *T* di Student.

^b Se opportuno, il coefficiente R^2 riportato è corretto per i gradi di libertà.

Matrice di correlazione dei regressori dell'equazione [13]

	STD	${}_1\hat{\beta}_{i,1}$	${}_2\hat{\alpha}_i$
STD	1.000		
${}_1\hat{\beta}_{i,1}$	0.323	1.000	
${}_2\hat{\alpha}_i$	0.283	0.451	1.000

Statistiche sui dati utilizzati per la verifica empirica del Capital Asset Pricing Model (CAPM)

r_i medio annualizzato = 62,4%
 r_m medio annualizzato = 64,1%
 r_f medio annualizzato = 14,3%

STD medio = 0.026
 ${}_1\hat{\beta}_{i,1}$ medio = 0.9089
 ${}_2\hat{\alpha}_i$ medio = 1.0639

⁴⁵ Questo dato è stato naturalmente convertito in termini giornalieri. Per la fonte dei dati si veda Banca d'Italia. Si è anche provato il dato riferito ai tassi dei BOT delle tre scadenze rilevati nel mercato secondario (si veda Osservatorio Monetario), senza però ottenere delle apprezzabili differenze rispetto a quanto trovato con i tassi del mercato primario.

La prima conclusione (sorprendente) che si può trarre osservando i risultati dell'equazione [13] è che il modello del CAPM è rispettato in pieno. Per il campione ed il periodo di tempo esaminato l'unico fattore di rischio rilevante per la redditività osservata dei titoli è stato il rischio di mercato quantificato dal coefficiente beta⁴⁶.

La seconda importante conclusione è che qualora siano utilizzati dei coefficienti beta corretti, la relazione redditività-rischio è più forte, cioè il beta asintotico spiega meglio e di più (almeno per un terzo) la variabilità dei rendimenti azionari.

L'esame della matrice di correlazione dei regressori ci evidenzia che non esistono dei seri problemi di multicollinearità nella stima della [13].

Le stesse conclusioni si raggiungono osservando i risultati della tavola 8 che si riferiscono alla stima della [14].

In merito ai valori dei coefficienti occorre osservare che γ_0 nella [13] non è mai risultato significativo, mentre sia per γ_2 nella [13] che per γ_1 nella [14] i valori stimati non sono risultati statisticamente diversi dai valori effettivamente osservati nel mercato italiano⁴⁷.

Ma potrebbe essere che le analisi da noi presentate non siano altro che un artificio statistico? Dopo tutto il supporto empirico al CAPM è stato spesso

TAB. 8. Risultati statistici dell'equazione [14]

	$r_{it} - r_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{1i} + \epsilon_{it}$		
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	R^2
con $\hat{\beta}_i = {}_1\hat{\beta}_{i,1}$	0.000208 (0.396)	0.001505* (2.706)	0.207
con $\hat{\beta}_i = {}_2\hat{\alpha}_i$	0.000199 (0.449)	0.001294** (3.260)	0.275

* significativo al 95%.

** significativo al 99%.

Tra parentesi appaiono i valori della T di Student.

⁴⁶ È bene precisare che il *test* che viene presentato non è una verifica empirica del modello teorico del CAPM, ma esclusivamente una verifica empirica dell'efficienza (secondo il criterio media-varianza) dell'indice azionario selezionato come *proxy* del portafoglio di mercato. Infatti, com'è noto, la teoria del CAPM è difficilmente verificabile, a meno che si riesca ad individuare il *vero* portafoglio di mercato. Si veda Roll (1977) e (1978) per una più estesa discussione di questi temi. Mi si perdoni pertanto l'improprio appellativo attribuito al *test*, ma ciò viene fatto esclusivamente per semplificare l'esposizione.

⁴⁷ Nel periodo analizzato il valore medio giornaliero di r_m è stato pari a 0,001983, mentre quello di r_f è stato 0,000367. Per cui la differenza tra questi due valori (0,001616) è stata confrontata statisticamente con i valori di γ_2 nella [12] e γ_1 nella [13]. Ad esempio, si prenda il valore stimato del coefficiente γ_1 con $({}_2\hat{\alpha}_i)$ nella [14] e si calcoli la differenza con il valore osservato (0,001616) rapportandola all'errore standard di γ_1 (0,000397). Si otterrà: $(0,001616 - 0,001294) / 0,000397 = 0,81108$, che non è statisticamente significativo al 95% per i gradi di libertà della regressione (30 titoli).

rifiutato in mercati più evoluti e probabilmente più efficienti del nostro sotto diversi punti di vista.

Nel caso specifico di questa ricerca, il periodo esaminato è stato caratterizzato da un notevole rialzo della Borsa, e quindi sembra assai logico attendersi una relazione positiva tra redditività e beta. Ma cosa si sarebbe ottenuto nell'ipotesi che il mercato fosse stato viceversa al ribasso? Ci sembra quindi opportuno presentare delle ulteriori analisi che indichino in maniera meno ambigua se i risultati ottenuti dalla stima della [13] e della [14] siano il frutto del *trend* di Borsa, oppure di una reale crescita dell'efficienza e razionalità del mercato italiano⁴⁸.

Formalmente possiamo trasformare la relazione di equilibrio vista nella [4], in un'equazione chiamata *linea caratteristica*, la quale se stimata ex-post diviene:

$$[15] \quad r_i = r_f (1 - \hat{\beta}_i) + \hat{\beta}_i r_m$$

Riprendendo poi la versione standard del modello di mercato vista nella [1], e ponendo

$$E(\alpha_i) = 0 \text{ e } E(\epsilon_i) = 0$$

si otterrà

$$[16] \quad r_i = \hat{\beta}_i r_m$$

A questo punto si potrà notare che la componente che differenzia la [15] dalla [16] è $r_f(1 - \hat{\beta}_i)$. Per cui, ai nostri fini, occorre stimare se questa componente è statisticamente significativa. Il metodo da noi utilizzato è quello di procedere alla stima della seguente *cross-section*:

$$[17] \quad [r_i - (\hat{\beta}_i r_m)] = \gamma [r_f(1 - \hat{\beta}_i)]$$

Naturalmente, anche in questo caso, abbiamo utilizzato alternativamente il coefficiente beta giornaliero (${}_1\hat{\beta}_{i,t}$) e il beta asintotico (${}_2\hat{\alpha}_i$). Affinché si possa accettare l'ipotesi della validità empirica del CAPM rispetto all'alternativa ipotesi che i risultati della [13] e della [14] siano in realtà dovuti agli

⁴⁸ Devo un particolare ringraziamento al prof. Giovanni Verga per avermi suggerito queste considerazioni e le analisi che seguono.

TAB. 9. Risultati statistici dell'equazione [17]

		$[r_i - (\beta_i r_m)] = \gamma[r_f(1 - \beta_i)]$			
		$\hat{\gamma}$	err std $\hat{\gamma}$	$t(\gamma)$	R^2
con	$\hat{\beta}_i = {}_1\hat{\beta}_{i,1}$	1.63548	1.41055	1.159	0.0443
con	$\hat{\beta}_i = {}_2\hat{\alpha}_i$	2.06056*	1.05941	1.945	0.1154

* significativo al 94%.

effetti del *bull-market* degli anni 84-86, il coefficiente di γ nella [17] dovrà essere significativamente diverso da zero, ma non significativamente diverso da 1. La tavola 9 riproduce le stime della [17].

Come è facilmente verificabile, il coefficiente non è statisticamente diverso da 1 in entrambi i casi, mentre non è statisticamente diverso da zero nel caso dei beta stimati con le analisi tradizionali, ma lo è invece nel caso dei beta asintotici — sebbene solo al 94%. In sintesi, utilizzando i beta tradizionali il CAPM non può essere né accettato ma neanche rifiutato, mentre con i beta asintotici siamo più propensi ad accettare (anche se solo al 94%) la possibilità che i risultati della stima della [13] e della [14] siano probabilmente dovuti alla validità empirica del modello d'equilibrio e non al particolare momento di borsa sottostante alle analisi effettuate.

Questa conclusione è a nostro avviso assai importante, perché dimostra ancora una volta e in un mercato diverso che qualora non si proceda ad una corretta misurazione dei coefficienti beta l'interpretazione delle analisi empiriche nei mercati azionari può risultare assai fuorviante.

7. Conclusioni

L'analisi condotta ha consentito di verificare empiricamente l'impatto che il ritardo nell'adeguamento dei prezzi di borsa verso i valori di equilibrio ha sulla stima dei coefficienti beta. Per il mercato italiano si è confermata la presenza dell'effetto intervallo dei coefficienti beta, come era stato già riscontrato in altre borse azionarie mondiali. I risultati statistici confermano che, dato un certo intervallo di tempo utilizzato per il calcolo dei rendimenti, il beta vero sarà sovrastimato per i titoli che presentano un ritardo nell'adeguamento dei prezzi contenuto o assai ridotto (o anche con più elevato spessore di mercato), mentre sarà sottostimato per quei titoli che manifestano lunghi periodi nell'aggiustamento dei prezzi (o anche con modesto spessore di mercato). La procedura di correzione dei coefficienti beta distorti che scaturiscono dalle analisi statistiche tradizionali (OLS) ha evidenziato la sua validità anche nel caso della Borsa italiana, sebbene alcuni problemi tecnici e

la forte concentrazione nella capitalizzazione del mercato, abbiano prodotto dei risultati più deboli rispetto a quanto riscontrato in mercati azionari più grandi ed evoluti. Da questa ricerca è poi infine emerso che, per il periodo ed il campione di titoli esaminati, non si può rifiutare l'ipotesi che il mercato italiano ha mostrato una crescita della razionalità ed efficienza nella formazione dei prezzi azionari.

In conclusione, la base teorica della microstruttura dei mercati mobiliari ci ha permesso di affrontare e, speriamo, di risolvere il complesso problema della stima corretta dei coefficienti beta. Questo problema risulta di grande importanza sia nella ricerca scientifica che nella gestione operativa dei portafogli azionari. Spesso infatti coefficienti distorti sono causa di errate conclusioni nelle verifiche empiriche di ricorrenti temi sull'efficienza dei mercati azionari, nonché di decisioni scorrette nelle politiche di gestione dei portafogli azionari.

Riferimenti bibliografici

- Amihud Y. e Mendelson H. (1987), Trading mechanisms and stock returns: an empirical investigation, *The Journal of Finance*, vol. 42, n. 3, luglio, pp. 533-553.
- Beaver W., Kettler P. e Scholes M. (1970), The association between market determined and accounting determined risk measures, *The Accounting Review*, vol. 45, n. 4, ottobre, pp. 654-682.
- Bianchi T. (1983), *Il Mercato finanziario e la Borsa Valori*, Torino, UTET.
- Biffignandi S. e Stefani S. (1981), Stochastic Analysis on Share Prices in Italy, *Economic Notes*, vol. 10, n. 1, pp. 67-82.
- Black F. (1986), Noise, *The Journal of Finance*, vol. 41, n. 3, luglio, pp. 529-543.
- Bottazzi G. e Raccach G. (1978), *Variabilità dei rendimenti azionari: analisi empiriche in tema di selezione del portafoglio*, Quaderni del Comitato Direttivo degli Agenti di Cambio della Borsa Valori di Milano.
- Bowman R.G. (1979), The theoretical relationship between systematic risk and financial (accounting) variables, *The Journal of Finance*, vol. 34, n. 3, giugno, pp. 617-630.
- Caparrelli F. (1986a), Una verifica empirica dell'ipotesi di efficienza debole del mercato di borsa, *Il Risparmio*, vol. 34, n. 2, marzo-aprile, pp. 235-268.
- Caparrelli F. (1986b), Il coefficiente beta in una borsa «toro» ed «orso», *Il Risparmio*, vol. 34, n. 6, novembre-dicembre, pp. 1131-1148.
- Caparrelli F. e Cassuto A. (1987), La capacità predittiva dei coefficienti beta, *Banche e banchieri*, vol. 14, n. 11, novembre, pp. 729-737.
- Cassuto A.E. e Caparrelli F. (1984), Una stima del coefficiente beta, *Il Risparmio*, vol. 32, n. 3, maggio-giugno, pp. 509-531.
- Cassuto A.E. e Caparrelli F. (1986), Il modello dell'indice singolo ed il mercato di Borsa italiano, *Il Risparmio*, vol. 34, n. 5, settembre-ottobre, pp. 851-889.
- Cesarini F. (1987), Aspetti economico-tecnici del mercato di Borsa, *Banca Impresa e Società*, vol. 6, n. 2, pp. 211-216.

- Cohen K.J., Ness W.L., Okuda H., Schwartz R.A. e Whitcomb D.K. (1976), The determinants of common stock returns volatility: an international comparison, *The Journal of Finance*, vol. 31, n. 3, maggio, pp. 733-740.
- Cohen K.J., Maier S.F., Ness W.L., Okuda H., Schwartz R.A. e Whitcomb D.K. (1977), The impact of designated market makers on security prices - Part I: Empirical Evidence, Part II: Policy Proposals, *Journal of Banking and Finance*, vol. 33, n. 1, marzo, pp. 149-167.
- Cohen K.J., Maier S.F., Schwartz R.A. e Whitcomb D.K. (1978a), The returns generation process, returns variance, and the effect of thinness in securities markets, *The Journal of Finance*, vol. 33, n. 1, marzo, pp. 149-167.
- Cohen K.J., Maier S.F., Schwartz R.A. e Whitcomb D.K. (1978b), Limit orders, market structure, and the returns generation process, *The Journal of Finance*, vol. 33, n. 3, giugno, pp. 723-736.
- Cohen K.J., Maier S.F., Schwartz R.A. e Whitcomb D.K. (1979), On the existence of serial correlation in an efficient securities market, *TIMS Studies in the Management Sciences*, vol. 11, pp. 151-168.
- Cohen K.J., Hawawini G.A., Maier S.F., Schwartz R.A. e Whitcomb D.K. (1980), Implications of microstructure theory for empirical research on stock price behavior, *The Journal of Finance*, vol. 35, n. 2, maggio, pp. 249-257.
- Cohen K.J., Hawawini G.A., Maier S.F., Schwartz R.A. e Whitcomb D.K. (1983a), Friction in the trading process and the estimation of systematic risk, *Journal of Financial Economics*, vol. 12, pp. 263-278.
- Cohen K.J., Hawawini G.A., Maier S.F., Schwartz R.A. e Whitcomb D.K. (1983b), Estimating and adjusting for the intervalling-effect bias in beta, *Management Science*, vol. 29, n. 1, gennaio, pp. 135-148.
- Cohen K.J., Maier S.F., Schwartz R.A. e Whitcomb D.K. (1986), *The Microstructure of Securities Markets*, Englewood Cliffs, Prentice-Hall.
- Cristini G. (1978), I rendimenti delle azioni e l'efficienza della borsa, *Contributi alla ricerca economica*, Servizio Studi della Banca d'Italia, vol. 8, dicembre, pp. 113-174.
- Dimson E. (1979), Risk measurement when shares are subject to infrequent trading, *Journal of Financial Economics*, vol. 7, pp. 197-226.
- Elton E.J. e Gruber M.J. (1984), *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, seconda ed., New York, John Wiley & Sons.
- Fama E.F. (1970), Efficient Capital Markets: a Review of theory and empirical work, *The Journal of Finance*, vol. 25, n. 2, maggio, pp. 383-417.
- Fama E.F. (1976), *Foundations of Finance - Portfolio Decisions and Securities Prices*, New York, Basic Books.
- Francesco V. e Varetto F. (1983), Reddittività e rischio nell'industria italiana: un'analisi con i dati Mediobanca, *Bollettino CERIS*, n. 10, pp. 101-141.
- French K.R. e Roll R. (1986), Stock return variances - The arrival of information and the reaction of traders, *Journal of Financial Economics*, vol. 17, settembre, pp. 5-26.
- Fung W.K.H., Schwartz R.A. e Whitcomb D.K. (1985), Adjusting for the intervalling effect bias in beta - A test using Paris Bourse Data, *Journal of Banking and Finance*, vol. 9, n. 3, settembre, pp. 443-460.

- Hawawini G.A. (1980), Intertemporal Cross Dependence in Securities' Daily Returns and the short-run intervalling effect on systematic risk, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 15, n. 1, marzo, pp. 139-149.
- Hawawini G.A. (1984), *European Equity Markets: Price Behavior and Efficiency*, Monograph Series in Finance and Economics, n. 4/5, Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions, New York University.
- Jensen M.C. (a cura di) (1972), *Studies in the Theory of Capital Markets*, New York, Praeger Publishers Inc.
- Johnston J. (1984), *Econometric Methods*, terza ed., New York, McGraw-Hill.
- Lachenbruch P.A. (1967), An almost unbiased method of obtaining confidence intervals for the probability of misclassification in discriminant analysis, *Biometrics*, vol. 23, pp. 639-645.
- Lintner J. (1965), The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 47, n. 1, febbraio, pp. 13-37.
- Mossin J. (1966), Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica*, vol. 34, n. 4, ottobre, pp. 768-783.
- Murgia M. (1987), *I Financial Futures nel mercato dei capitali italiano - aspetti teorici ed osservazioni empiriche per l'istituzione di un mercato organizzato*, Milano, Giuffrè.
- Pivato G. (a cura di) (1972), *La Borsa Valori - funzioni ed efficienza dell'Istituto nei moderni contesti economico-sociali*, Milano, Giuffrè.
- Pogue G.A. e Solnik B.H. (1974), The market model applied to european common stocks: some empirical results, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 9, dicembre, pp. 917-944.
- Reinganum M.R. (1981), Misspecification of Capital Asset Pricing - Empirical Anomalies based on earnings yields and market values, *Journal of Financial Economics*, vol. 9, pp. 19-46.
- Roll R. (1977), A critique of the asset pricing theory's tests - Part I: On past and potential testability of the theory, *Journal of Financial Economics*, vol. 4, pp. 129-176.
- Roll R. (1978), Ambiguity when performance is measured by the Securities Market Line, *The Journal of Finance*, vol. 33, n. 4, settembre, pp. 1051-1069.
- Roll R. (1981), A possible explanation of the small firm effect, *The Journal of Finance*, vol. 36, n. 4, settembre, pp. 879-888.
- Roll R. (1984), A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market, *The Journal of Finance*, vol. 39, n. 4, settembre, pp. 1127-1139.
- Scholes M. e Williams J. (1977), Estimating betas from non synchronous data, *Journal of Financial Economics*, vol. 5, pp. 309-327.
- Schwert G.W. (1983), Size and stock returns, and other empirical regularities, *Journal of Financial Economics*, vol. 12, pp. 3-12.
- Scotti A. (1979), La Borsa Valori di Milano: un test del Capital Asset Pricing Model, *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, vol. 87, n. 4, pp. 588-625.
- Sharpe W.F. (1964), Capital Asset Prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *The Journal of Finance*, vol. 19, n. 3, settembre, pp. 425-442.
- Stoll H.R. (1985), *The Stock Exchange Specialist System: an Economic Analysis*,

Monograph Series in Finance and Economics, Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions, New York University.

Tinic S.M. e West R.R. (1984), Risk and Return - January vs. the Rest of the Year, *Journal of Financial Economics*, vol. 13, pp. 561-574.

Verga G. (1984), *Il Mercato azionario: teorie e verifica empirica*, Milano, Ed. CUSL.

Zadra G. (1988), *Strutture e regolamentazione del mercato mobiliare*, Milano, Giuffrè.

Appendice

A.1. *Il campione di titoli*

1 - Assicurazioni Generali	16 - Cogefar
2 - Olivetti	17 - Attività Immobiliari
3 - Sip	18 - Bastogi
4 - Farmitalia	19 - Finanziaria Breda
5 - Banco Lariano	20 - Euromobiliare
6 - Toro Assicurazioni	21 - Westinghouse
7 - Iniziativa Meta	22 - Mondadori
8 - Snia Bpd	23 - Buton
9 - Gemina	24 - Latina Assicurazioni
10 - Standa	25 - Rol
11 - Ifil	26 - Tripovich
12 - Credito Varesino	27 - Acque Potabili
13 - Milano Assicurazioni	28 - Acquedotto De Ferrari
14 - Sasib	29 - Finrex
15 - Cementir	30 - Firs

A.2. *Proxies utilizzate nella terza serie di regressioni*

Variabili costruite sulla base dei valori di capitalizzazione

1) il logaritmo naturale della capitalizzazione lorda alla data intermedia del periodo di analisi (29 marzo 1985);

2) il logaritmo naturale della capitalizzazione alla data intermedia al netto delle quote degli *insiders*, come desumibili, approssimativamente, dai principali azionisti riportati nel libro soci alla data delle assemblee tenute per l'approvazione dei bilanci 1984 (tra aprile e giugno 1985);

3) il logaritmo naturale della capitalizzazione lorda media calcolata in tre date del periodo di analisi (ultimo dato dei mesi di gennaio 1984, marzo 1985 e giugno 1986);

- 4) con lo stesso criterio di cui al punto 2 si è calcolato il logaritmo naturale della capitalizzazione netta media alle tre date riportate al punto 3;
- 5) il peso percentuale della capitalizzazione lorda media sul totale della capitalizzazione lorda media della Borsa Valori di Milano;
- 6) il peso percentuale della capitalizzazione netta media sul totale della capitalizzazione lorda media della Borsa Valori di Milano.

Variabili costruite sulla base del volume delle negoziazioni

- 7) il logaritmo naturale del numero totale delle azioni trattate nel periodo di analisi;
- 8) il logaritmo naturale della media giornaliera delle azioni trattate nello stesso periodo;
- 9) il peso percentuale del numero totale delle azioni trattate nel periodo sul numero totale delle azioni trattate alla Borsa Valori di Milano;
- 10) il logaritmo naturale del controvalore in lire delle azioni trattate nel periodo analizzato;
- 11) il logaritmo naturale della media giornaliera del controvalore in lire delle azioni trattate nello stesso periodo;
- 12) il peso percentuale del controvalore in lire delle azioni trattate nel periodo, sul controvalore in lire degli scambi complessivi del periodo intervenuti alla Borsa Valori di Milano;
- 13) il rapporto (turnover lordo) tra numero totale delle azioni ordinarie trattate nel periodo e la media delle azioni ordinarie totali costituenti il capitale sociale nei tre anni considerati;
- 14) il rapporto (turnover netto) tra numero totale delle azioni ordinarie trattate nel periodo e la media delle azioni ordinarie in circolazione al netto delle quote detenute dagli *insiders*.

A.3. Fonti utilizzate per la raccolta di dati e informazioni

- Banca d'Italia, *Bollettino Economico*, vari numeri, anni 1984, 1985 e 1986.
- Comitato direttivo degli agenti di cambio della Borsa Valori di Milano, *Il comportamento in Borsa dei Valori Azionari*, a cura del Servizio Statistica, anni 1984-85, 1985-86 e 1986.
- Il taccuino dell'azionista*, Edizioni Sasip-Databank, anni 1985, 1986 e 1987.
- Indice Fideuram delle azioni, in *Il Sole 24 Ore*, varie giornate, anni 1984, 1985 e 1986.
- Mediobanca, *Indici e Dati*, anni 1984, 1985 e 1986.
- Osservatorio monetario*, a cura dell'Associazione per lo Sviluppo degli Studi di Banca e Borsa, Università del Sacro Cuore, Facoltà di Economia e Com-

mercio, vari numeri, anni 1984, 1985 e 1986.
Ricerche e Studi - R&S, anni 1984, 1985 e 1986, volumi I e II.

Il *database* relativo ai prezzi ed agli indici di Borsa è stato costruito grazie alla gentile collaborazione del CED Borsa di Milano, del Servizio Statistica della Borsa Valori di Milano e della Direzione Centrale Titoli, Borsa e Intermediazione Finanziaria della Banca Commerciale Italiana.