

Studio di Eventi e Modifiche del MIB30

Marco Grazzi*

LEM – Scuola Superiore Sant’Anna, Pisa

Sommario

Oggetto del presente studio è l’analisi degli effetti che si registrano in corrispondenza alle modifiche del MIB30 sui titoli interessati alla revisione. A tal fine si utilizza il campione dei titoli inclusi ed esclusi dall’indice MIB30, dalla sua introduzione avvenuta nell’ottobre 1994, al gennaio 2002.

L’applicazione dello studio di eventi alle modifiche dell’indice MIB30 permette di sottoporre a verifica l’efficienza del mercato nel processare questa informazione e di misurare, in maniera indiretta, l’importanza della cosiddetta *passive asset allocation* nel risparmio gestito in Italia. I test effettuati mostrano un significativo rendimento in eccesso positivo nel giorno di inclusione.

Nel primo paragrafo si illustra la metodologia dello studio di eventi e le fasi in cui si articola. Il secondo paragrafo presenta brevemente gli indici azionari e la loro funzione. Il terzo riporta i risultati della verifica empirica insieme ai commenti.

Parole Chiave: Studio di Eventi, Teoria del Mercato Efficiente, Modifica di un indice azionario, Risparmio Gestito, Asset Allocation

Classificazione JEL: G14

*LEM – Laboratorio di Economia e Management – Scuola Superiore Sant’Anna, Piazza Martiri della Libertà, 33 - 56127 - Pisa, Italia. Email: grazzi@sssup.it.
Desidero ringraziare per i suggerimenti Franco Caparrelli e Annamaria D’Arcangelis.
Rimango responsabile dei rimanenti errori.

1 La Metodologia dello Studio di Eventi

Lo studio di eventi è una metodologia che permette di verificare l'efficienza del mercato nell'incorporare nuova informazione. Tramite questo metodo è possibile analizzare gli effetti sul rendimento e sulla volatilità in corrispondenza alla diffusione della notizia dell'evento. In particolare è possibile sottoporre a verifica l'ipotesi di efficienza semi-forte (Fama et al. (1969)).

Con "evento" si fa riferimento a fatti o notizie suscettibili di modificare in maniera significativa il valore di una società quotata, determinando la variazione del prezzo delle azioni o di altri titoli riferibili alla società. La metodologia dello studio di eventi è anche applicabile per individuare casi d'*insider trading* (Sawyer (1997)). La U.S. Supreme Court ha infatti accettato questo metodo per rilevare le infrazioni dovute allo sfruttamento di informazioni riservate.

Uno degli obiettivi dello studio di eventi è verificare l'efficienza del mercato nell'incorporare le informazioni connesse all'evento e capire se questo ha avuto un impatto significativo sulle quotazioni dei titoli delle società interessate. A tal fine è necessario calcolare il rendimento in eccesso del titolo, che risulta dalla differenza tra il rendimento effettivo in un certo intervallo di tempo (la cosiddetta *event window*) ed il valore atteso del rendimento, stimato con uno dei modelli proposti dalla teoria. La letteratura (fra gli altri Campbell et al. (1997); Brown e Warner (1980)) propone vari modelli (statistici ed economici) per stimare il rendimento in eccesso, tuttavia, il più impiegato è il cosiddetto *Market Model*.

Si riportano qui di seguito le fasi in cui si articola uno studio di eventi, come presentato nella letteratura citata in precedenza.

1. Definizione dell'*event window*.

E', infatti, opportuno procedere a definire l'evento che s'intende studiare ed identificare il periodo nel quale si vuole esaminare il comportamento del prezzo del titolo - la cosiddetta finestra dell'evento (*event window*) o periodo di verifica.

2. Criteri di selezione dei dati.

Dopo aver definito l'evento d'interesse, è necessario determinare i requisiti per l'inclusione di un'azienda nello studio. In generale questi criteri di selezione dipendono prevalentemente dalla disponibilità di dati storici.

3. **Calcolo del rendimento “normale” e del rendimento in eccesso.** La valutazione degli effetti di un evento richiede la misura del rendimento in eccesso. Questo è dato dalla differenza tra il rendimento ex-post di un’azione durante l’intervallo di verifica e il rendimento “normale” stimato con un modello di pricing nello stesso periodo. Il rendimento “normale” è definito come il rendimento atteso se l’evento non si fosse verificato. Per ogni impresa i al tempo t abbiamo:

$$\epsilon_{i,t} = r_{i,t} - E(r_{i,t}|Z_t) \quad (1)$$

Dove $\epsilon_{i,t}$, $r_{i,t}$, $E(r_{i,t}|Z_t)$ sono rispettivamente: rendimento in eccesso, rendimento ex-post e rendimento atteso. Z_t è il set informativo al tempo t . I metodi più usati in letteratura per calcolare il rendimento “normale” sono due: il modello di mercato (*market model*) e quello del rendimento medio (*constant-mean-return model*). Il primo assume una relazione lineare tra il rendimento del mercato e quello dell’azione presa in considerazione; il secondo considera invece il rendimento medio del titolo considerato come costante nel tempo.

4. **Procedura di stima.** Una volta scelto il modello per il rendimento atteso (o normale) si possono calcolare i coefficienti di regressione usando i dati disponibili nel periodo di stima. La stima di questi parametri (in particolare β) è necessaria per calcolare, nel periodo di verifica, i rendimenti in eccesso. Al fine di ottenere una stima corretta dei coefficienti la letteratura suggerisce di non includere il periodo di verifica (*event window*) nell’intervallo di stima. Può infatti accadere che nei giorni antecedenti l’annuncio dell’evento una “fuga” di notizie (*information leakage*) determini un trend nel corso azionario Ball and Torus (1988). Per rendere più intuitivo il susseguirsi dei periodi considerati si riporta nella figura 1 la rappresentazione di un asse dei tempi per uno studio d’eventi “standard”.

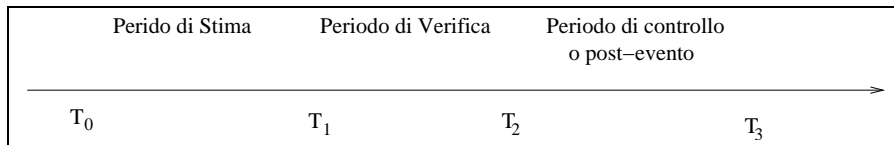


Figura 1: Asse dei Tempi per uno Studio di Eventi

5. **La verifica dell'ipotesi nulla.** Dopo aver scelto il modello di riferimento per il rendimento atteso ed una volta stimati i parametri di regressione, è possibile calcolare i rendimenti in eccesso avvalendosi dell'equazione (1). La letteratura propone vari test per verificare la significatività dei rendimenti in eccesso riferiti ad un singolo titolo e ad aggregati omogenei.
6. **Interpretazioni.** I risultati empirici, opportunamente analizzati, permetteranno di trarre conclusioni sui meccanismi con cui l'evento ha avuto un impatto sull'andamento dei titoli presi in esame. In particolare, è anche possibile sottoporre a verifica la struttura teorica di riferimento.

1.1 I Modelli per il Calcolo dei Rendimenti in Eccesso

1.1.1 *Il modello del rendimento medio (o mean adjusted return).*

Questo modello assume che i rendimenti ex ante per l'*i-esimo* titolo siano uguali alla costante K_i la quale può sì variare da azione ad azione (come indica il deponente i), ma è costante nel tempo. Questo metodo permette di calcolare i rendimenti in eccesso (in questo caso chiamati *mean-adjusted return*) sottraendo il rendimento medio del titolo i durante il periodo di stima dal rendimento registrato nel periodo di verifica (l'intervallo temporale che comprende la data dell'evento). Il modello del rendimento medio non tiene conto in maniera esplicita del rischio specifico dell'azione o del rendimento del portafoglio di mercato nel periodo di stima. Il modello può essere rappresentato nella seguente maniera:

$$r_{i,t} = K_i + \epsilon_{i,t}$$

dove K_i è il rendimento medio per l'*i-esimo* titolo nel periodo di stima. Il rendimento in eccesso è quindi dato da:

$$\epsilon_{i,t} = r_{i,t} - K_i \tag{2}$$

In assenza di un evento che alteri il valore dell'azienda il valore atteso di $\epsilon_{i,t}$ sarà zero. Questo modello assume anche una varianza costante nel tempo.

Sebbene il modello del rendimento medio sia forse il più semplice, Brown e Warner (1985) evidenziano come fornisca risultati simili a quelli di modelli più sofisticati; infatti i risultati dei test di significatività sui residui non

differiscono in modo apprezzabile dal modello di mercato. Campbell et al. (1997) attribuiscono questa mancanza di sensibilità dei residui alla scelta del modello di riferimento, al fatto che spesso non è possibile ridurre di molto la varianza dei rendimenti in eccesso scegliendo un modello più sofisticato, come ad esempio quello di mercato. Inoltre, il modello del rendimento mean adjusted è coerente con il CAPM sotto le assunzioni di rischio sistematico costante per i titoli e per una frontiera efficiente stazionaria, almeno nell'intervallo di verifica considerato.

1.1.2 *Il modello del rendimento market adjusted.*

Questo modello assume che i rendimenti attesi ex ante siano gli stessi per tutte le azioni, ma non necessariamente costanti. Dato che il portafoglio di mercato dei titoli rischiosi, m , è una combinazione lineare di tutti i titoli esistenti, segue che:

$$E(r_{i,t}) = E(r_{m,t}) = K_t$$

dove K_t è lo stesso per tutte le azioni del campione, ma varia nel tempo, come si osserva dal deponente t . I rendimenti in eccesso ex post sull' i -esimo titolo saranno calcolati come differenza fra il rendimento registrato dall'azione e quello del portafoglio di mercato, ovvero: $\epsilon_{i,t} = r_{i,t} - r_{m,t}$.

A differenza del precedente, il modello dei rendimenti *market adjusted*, permette di tener conto dell'andamento generale del mercato che si è verificato attorno alla data dell'evento.

1.1.3 *Il modello di mercato (Market Model).*

Il modello di mercato è un modello statistico che mette in relazione il rendimento di ogni titolo con il rendimento del portafoglio di mercato. La specificazione lineare del modello è conseguenza dell'assunzione di normalità della distribuzione dei rendimenti¹. Formalmente, per l' i -esimo titolo si ha:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \epsilon_{i,t} \tag{3}$$

con $E(\epsilon_{i,t}) = 0$ e $var(\epsilon_{i,t}) = \sigma_i^2$.

¹Nonostante, questa regolarità non sia presente nella serie storica dei rendimenti, tale assunzione permette di semplificare l'analisi (Campbell et al. (1997)).

$r_{i,t}$ e $r_{m,t}$ sono rispettivamente i rendimenti al periodo t del titolo i e del portafoglio di mercato. Con tale modello si assume che il valore atteso dei rendimenti in eccesso (o *abnormal return*) sia zero e che la loro varianza sia costante nel tempo, se pur diversa da titolo a titolo, come indica il dipendente, i . E' così possibile rimuovere gli effetti di fattori economici generali dal rendimento di un singolo titolo, lasciando solo quella parte, $\epsilon_{i,t}$, che è attribuibile a informazioni e notizie relative all'azienda. Il modello di mercato, rappresenta inoltre, un utile sviluppo alla metodologia dell'*event study*, soprattutto in sede di verifica di test d'ipotesi. Se, infatti, si rimuove la parte del rendimento che è dovuta alla correlazione con il portafoglio di mercato è possibile ridurre la varianza degli $\epsilon_{i,t}$. Questo permette di aumentare la capacità di individuare gli effetti dell'evento².

1.2 Stima e Aggregazione dei Rendimenti in Eccesso

Una volta scelto il modello per stimare il rendimento normale è possibile calcolare gli *Abnormal Return* – AR – come differenza tra dati ex post ed attesi secondo il modello considerato.

I rendimenti in eccesso nel periodo di verifica forniscono una misura dell'impatto dell'evento sul valore dell'azienda, e di conseguenza sul valore dei titoli contrattati. E' quindi preferibile non sovrapporre i periodi di stima e di verifica. Includere l'*event window* nel processo di stima dei coefficienti può comportare che i rendimenti in corrispondenza della data dell'evento abbiano una grande influenza sulle stime del rendimento "normale".

E' possibile introdurre alcune notazioni³ per individuare i sotto-periodi dell'intervallo temporale della figura 1. $\tau = 0$ rappresenta la data dell'evento. Da $\tau = T_1 + 1$ a $\tau = T_2$ indica il periodo di verifica (*event window*) e da $\tau = T_0 + 1$ a $\tau = T_1$ il periodo di stima. Si definiscono $L_1 = T_1 - T_0$ e $L_2 = T_2 - T_1$ rispettivamente come la lunghezza del periodo di stima e di verifica. Le serie storiche dei dati di L_1 vengono utilizzate per stimare i parametri $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ dell'equazione 3 per ogni titolo con il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS). Una volta stimati i parametri è possibile calcolare i residui – o AR – per il periodo di verifica L_2 :

$$AR_{i,t} = r_{i,t} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i r_{m,t} \quad (4)$$

²Come sarà chiaro nella verifica empirica, ottenere una più piccola stima della varianza dei residui facilita l'individuazione di rendimenti in eccesso.

³Per le notazioni introdotte si è fatto riferimento a Campbell et al. (1997).

dove $\hat{\alpha}_i$ e $\hat{\beta}_i$ sono la stima dei parametri del modello di mercato relativamente all' i -esimo titolo. Sotto l'ipotesi nulla⁴ gli AR hanno una distribuzione normale con media zero e varianza $\sigma^2(AR_{i,t})$ ovvero

$AR_{i,t} \sim N(0, \sigma^2(AR_{i,t}))$ dove

$$\sigma^2(AR_{i,t}) = \sigma_{\epsilon,i}^2 + \frac{1}{L_1} \left[1 + \frac{(r_{m,t} - \bar{r}_m)^2}{\sigma_m^2} \right]$$

dove L_1 è la lunghezza del periodo di stima e \bar{R}_m il rendimento medio del portafoglio di mercato. Come si può osservare la varianza ha due componenti. Il primo è la varianza dei residui $\sigma_{\epsilon,i}^2$ ed il secondo è una varianza addizionale, dovuta ad errori nella stima dei parametri del modello. Con l'aumentare della lunghezza del periodo di stima la seconda componente della varianza tende a zero⁵.

A volte può essere utile aggregare tra di loro gli abnormal return al fine di ottenere delle misure che ci permettano di trarre delle conclusioni univoche sulle conseguenze di un certo evento. L'aggregazione avviene su due livelli: nel tempo e fra i vari titoli. A tal fine si introducono i rendimenti medi in eccesso (*AAR* – *Average Abnormal Return*) che indicano la media degli AR al periodo t sul campione di titoli inclusi nel periodo di verifica:

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i,t} \quad (5)$$

dove N è il numero dei titoli inclusi nel campione⁶. Al fine di sottoporre a test l'ipotesi della persistenza dell'impatto dell'evento durante l'intervallo di verifica si calcolano i rendimenti in eccesso cumulati (*CAR*) su un singolo titolo.

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_{i,t} \quad (6)$$

⁴Si considera come ipotesi nulla la situazione in cui l'evento non abbia avuto effetti sui rendimenti

⁵Ne segue che per L_1 sufficientemente grande, è possibile scrivere: $\sigma^2(AR_{i,t}) \rightarrow \sigma_{\epsilon,i}^2$. Nella pratica il periodo di stima è scelto abbastanza ampio da rendere ragionevole l'assunzione che il contributo del secondo componente alla varianza dei rendimenti in eccesso sia zero.

⁶Per L_1 grande la varianza è: $VAR(AAR_t) = 1/N^2 \sum_{i=1}^N \sigma_{\epsilon,i}^2$.

CAR_i registra quindi tutti gli effetti sul titolo i nell'intervallo. Si può poi allargare l'analisi sino a comprendere tutti i titoli del campione:

$$CAAR(\tau_1, \tau_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i(\tau_1, \tau_2) \quad (7)$$

Quest'ultima misura riporta il rendimento in eccesso cumulato (ovvero aggregato nel tempo) medio del gruppo di titoli scelti come campione di verifica. Aggregando i residui nel tempo e fra i vari titoli, si assume l'assenza di correlazione fra gli AR delle varie azioni. Questa condizione viene generalmente soddisfatta in assenza di *clustering*, cioè quando gli intervalli di verifica dei vari titoli analizzati non sono concentrati temporalmente. Si propone una possibile rappresentazione delle varie aggregazioni di *abnormal return*, ovvero nel tempo, fra i vari titoli ed infine entrambe.

AR_{1,τ_1}	AR_{1,τ_2}	\longrightarrow	$CAR_1(\tau_1, \tau_k) = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_k} AR_{1,t}$
AR_{2,τ_1}	AR_{2,τ_2}	\longrightarrow	$CAR_2(\tau_1, \tau_k) = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_k} AR_{2,t}$
AR_{3,τ_1}	AR_{3,τ_2}	\longrightarrow	$CAR_3(\tau_1, \tau_k) = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_k} AR_{3,t}$
\downarrow	\downarrow	\downarrow	\searrow
$AAR_{\tau_1} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i,\tau_1}$	\dots	\dots	$CAAR(\tau_1, \tau_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i(\tau_1, \tau_2)$

Aggregazione degli *Abnormal Return* nel tempo e fra titoli.

2 Studio di Eventi e Modifiche di un Indice Azionario

Le relazioni fra le modifiche di un indice azionario ed il risparmio gestito possono essere spiegate considerando il cosiddetto benchmark o parametro oggettivo di riferimento. Se consideriamo la categoria dei fondi comuni

azionari è noto come questi abbiano l'obbligo di fornire un benchmark di riferimento per la valutazione del rendimento.

La pubblicazione Assogestioni (1999) evidenzia come il benchmark offra l'opportunità di una comunicazione oggettiva e trasparente tra chi gestisce e offre il fondo e il risparmiatore, poichè individua il profilo di rischio e le opportunità del mercato in cui tipicamente il fondo investe. Il benchmark, parametro oggettivo di riferimento che dal 1° luglio 2000 viene indicato nel prospetto informativo dei fondi comuni di diritto italiano, è un indice, oppure una composizione di indici finanziari, che aiuta il risparmiatore a comprendere quale sia l'identità del prodotto offerto dal fondo e qual è la valutazione del rischio.

Sempre Assogestioni (1999) richiama alla cautela verso un uso semplicistico del benchmark come termine di paragone per valutare i risultati della gestione e l'operato del gestore. Il confronto non avviene, infatti, tra due gestioni di portafoglio effettivamente alternative. Nella comparazione diretta tra il rendimento del fondo e la variazione del benchmark, quest'ultimo rimane sempre un portafoglio virtuale, mentre il fondo sostiene i costi di gestione, i costi di negoziazione, i costi di liquidità e di servizio per la vendita. Soprattutto i costi fiscali non possono essere pienamente neutralizzati e pertanto incidono sui risultati del fondo nel lungo periodo. Oltre a questo effetto diretto che lega in maniera diretta indici azionari e risparmio gestito, altre cause entrano in gioco in corrispondenza alla modifica degli indici. In particolare, la letteratura di riferimento analizza gli effetti rispetto all'indice statunitense S&P500.

Si riportano di seguito alcune possibili interpretazione dei suddetti effetti.

2.1 *Price Pressure Hypothesis (PPH)*

Secondo l'ipotesi di *price pressure*, sostenuta, fra gli altri, da Harris and Gurel (1986) l'incremento del prezzo dei titoli inclusi in un indice è solo temporaneo.

In altre parole, i titoli inclusi in un indice sono soggetti ad un incremento sul lato della domanda, poichè gli *index fund* devono aggiustare i loro portafogli. Tuttavia, una volta esaurita questa pressione in acquisto, il prezzo del titolo ritorna verso il valore precedente il verificarsi dell'evento e quindi i rendimenti in eccesso positivi sono compensati in tutto o in parte da AR negativi nei giorni successivi l'effettiva modifica dell'indice.

La *Price Pressure Hypothesis* (PPH) assume che quegli investitori che permettono di soddisfare questa domanda in (temporaneo) eccesso siano compensati per i costi di transazione ed i rischi cui si espongono nel momento in cui accettano di vendere (acquistare) le azioni incluse (escluse). Contrattazioni che, in assenza di un'adeguata remunerazione, non avrebbero interesse ad effettuare. Gli autori (Harris and Gurel (1986)) considerano questi operatori dei “fornitori passivi di liquidità” al mercato azionario ed è facile intuire i motivi di questa espressione.

La PPH, come l'EMH (Efficient Market Hypothesis), assume che la curva di domanda di azioni di lungo periodo sia perfettamente elastica, tuttavia la curva di domanda per il breve periodo può non essere perfettamente elastica. Si possono cioè avere dei temporanei spostamenti della curva di domanda proprio in coincidenza di una maggiore attività di trading da parte degli *index fund*. Questa teoria secondo la quale l'inclusione nello S&P non fornisce, di per sè, informazioni al mercato circa le prospettive dei titoli interessati, si fonda su alcune assunzioni, le *no-information assertions*. Queste a loro volta, fanno riferimento ai criteri di composizione dello S&P500 ed in particolare al fatto che questi non dipendono da informazioni sulle prospettive future dei titoli. L'ipotesi di temporanea pressione sui prezzi può essere verificata semplicemente analizzando l'andamento dei rendimenti cumulati in eccesso (CAR).

2.2 *Imperfect Substitutes Hypothesis* (ISH)

Benish and Whaley (1996) osservano come due titoli con le medesime caratteristiche (per capitalizzazione, liquidità, ecc.) dei quali uno viene aggiunto all'indice e l'altro no, non sono più perfetti sostituti, a causa dell'eccesso di domanda di cui è oggetto il titolo incluso, da parte dei fondi indicizzati. Gli effetti sul prezzo, inoltre, sono permanenti e non temporanei come nel caso precedente.

L'ipotesi dei titoli imperfetti sostituti (ISH) assume che le azioni non siano strettamente sostituibili tra loro e quindi, sotto questa condizione, la curva di domanda di lungo periodo non è perfettamente elastica. Sotto quest'ipotesi, i prezzi di equilibrio variano per permettere alla curva di domanda di eliminare gli eccessi. In questo caso, però, a differenza dell'ipotesi di *price pressure* non ci si attende un ritorno dei prezzi al livello precedente, poichè i nuovi valori rispecchiano un equilibrio mutato.

L'esistenza di una curva di domanda di azioni non perfettamente ela-

stica (e quindi non orizzontale), rappresenta una violazione della teoria del mercato efficiente (*Downward Sloping Demand Curve*). Un corollario della EMH prevede, infatti, che sia possibile vendere (o acquistare) una qualsiasi quantità di titoli di una stessa società senza alterarne (significativamente) il prezzo finché si è in grado di convincere gli altri investitori che non si è in possesso di informazioni riservate. La EMH assume, infatti, una curva di domanda di azioni orizzontale (e quindi perfettamente elastica). Secondo questo modello il prezzo di un titolo è uno stimatore corretto del valore sottostante ed è mantenuto tale, cioè corretto, dagli eventuali arbitraggi realizzati sul titolo. A tal proposito Shleifer (1986) evidenzia come sino a quando i titoli sono considerati perfetti sostituti tra loro, il valore sottostante, non dipende significativamente dall'offerta. Di conseguenza la curva di domanda (in eccesso) di titoli è quasi orizzontale.

Secondo Shleifer (1986) i rendimenti in eccesso positivi che si registrano in seguito all'inclusione di un titolo nell'indice sono soprattutto il risultato della domanda di acquirenti il cui interesse non è motivato dal diffondersi di notizie positive sul titolo. L'unica ragione che indurrebbe gli investitori ad impegnarsi in un'attività di trading è quella di aggiustare i loro portafogli per tener conto delle modifiche dell'indice. Se la curva di domanda fosse orizzontale, l'inclusione di un titolo nello S&P500 non dovrebbe essere accompagnata da un incremento (permanente) del prezzo, al contrario se la curva di domanda ha inclinazione negativa dovremmo osservare un aumento del prezzo in coincidenza con la data dell'annuncio.

2.3 *Information Hypothesis*

Si è finora esclusa la possibilità che la notizia circa l'inclusione (esclusione) di un'azione in un indice abbia un effetto o una valenza informativa circa la presunta qualità e/o le prospettive del titolo interessato dalla modifica. Secondo la *Information Hypothesis* (Lynch and Mendehall (1997)) invece, gli annunci di inclusione (esclusione) hanno un contenuto informativo o, quantomeno, modificano i cosiddetti "costi di approvvigionamento" per le notizie relative al titolo.

L'inclusione in un indice porta ad una maggiore attenzione sul titolo che genera un maggior numero di informazioni (analisi, *reporting*, *rating*, ecc.). Ciò si traduce in un incremento del prezzo, poichè la maggior attenzione da parte degli analisti riduce i costi informativi e l'incremento d'interesse da parte degli investitori istituzionali crea un potenziale aumento della doman-

da del titolo. S&P (2000) esclude che la decisione di includere un titolo nei suoi indici provochi il cosiddetto effetto *disclosure*, secondo cui l'annuncio di inclusione ha una valenza informativa circa le prospettive del titolo interessato.

2.4 *Liquidity Hypothesis*

La Liquidity Hypothesis si propone di fornire un'ulteriore spiegazione al permanente incremento del prezzo di un titolo incluso in un indice. Secondo quest'ipotesi (Benish and Whaley (1996)), il prezzo di un titolo contiene il valore capitalizzato di tutti i futuri costi di trading previsti. Se lo *spread* denaro/lettera decresce (e tale effetto è permanente) grazie all'inclusione nello S&P500, il valore attuale dei futuri costi di trading attesi diminuisce e ciò consente un incremento permanente del prezzo del titolo interessato dalla revisione. Considerazioni analoghe valgono anche nel caso di un'esclusione dall'indice. In questo caso però lo *spread* denaro/lettera sarà destinato ad aumentare ed il prezzo del titolo a scendere.

La *Liquidity Hypothesis* non sembra avere pari validità sul mercato italiano. Se si considerano i criteri di composizione del MIB30 si osserva come ogni volta che si procede alla revisione dell'indice si redige una graduatoria dei titoli, la quale tiene conto dei dati storici di liquidità e capitalizzazione degli stessi. Quindi i titoli inclusi nel MIB30 hanno registrato nel periodo di riferimento precedente la revisione, un incremento della capitalizzazione o della liquidità. Da queste osservazioni risulta quindi evidente che se per lo S&P500 un incremento della liquidità può essere la conseguenza dell'inclusione nell'indice, per il MIB30 il rapporto causale è inverso.

2.5 *Market Segmentation*

L'ipotesi di segmentazione del mercato da parte degli investitori, rappresenta un'ulteriore possibile spiegazione degli effetti che seguono l'inclusione (esclusione) di un titolo in un indice. Shleifer (1986) osserva come alcuni operatori possono essere interessati solo in quei titoli che fanno parte dello S&P500 e l'inclusione dell'azione nell'indice attrae l'investimento di questi operatori. L'autore fa altresì notare come questa teoria spieghi l'incremento del prezzo solo se le curve di domanda dei titoli inclusi hanno inclinazione negativa. Questa teoria risulta dunque simile alla *Downward Sloping Hypothesis* (DSH) e se ne differenzia poichè prevede un incremento dei volumi (per i titoli inclusi) solo in seguito all'effettiva modifica dell'indice.

3 La Modifica dell'Indice MIB30

3.1 Il Campione di Dati

I dati per lo svolgimento dello studio sono stati forniti da Borsa Italia S.p.A. e comprendono le serie storiche dei prezzi e dei volumi dei titoli inclusi ed esclusi dal MIB30. Le serie storiche fanno riferimento ai prezzi di chiusura giornalieri. Il periodo di riferimento è compreso fra la nascita dell'indice, avvenuta nell'ottobre del 1994, e la revisione del MIB30 del gennaio 2001. La tabella 1 riporta l'elenco dei titoli transitati nel MIB30, con le relative date di ingresso ed uscita. Con *null* si indicano quei titoli che ininterrottamente, dal 14 ottobre 1994 al 2 gennaio 2001 sono state parte dell'indice.

Titolo	Entrata	Uscita	Titolo	Entrata	Uscita
Alleanza	17-Oct-94	(null)	B.co Ambr. Ven.	17-Jul-95	24-Sep-96
B.ca Comm. It.	17-Oct-94	(null)	Rolo Banca	17-Jul-95	(null)
Banca di Roma	17-Oct-94	(null)	T I M	17-Jul-95	(null)
Benetton	17-Oct-94	21-Mar-99	ENI	20-Dec-95	(null)
CIR	17-Oct-94	16-Jul-95	Banca Fideuram	25-Sep-96	(null)
Ferruzzi/Compart	17-Oct-94	24-Sep-96	HDP	25-Sep-96	21-Mar-99
Edison	17-Oct-94	(null)	Mediaset	25-Sep-96	(null)
Fiat	17-Oct-94	(null)	Mediolanum	25-Sep-96	23-Mar-97
Gemina	17-Oct-94	24-Sep-96	Saipem	25-Sep-96	20-Sep-98
Generali	17-Oct-94	(null)	Compart	24-Mar-97	21-Mar-99
IFI Priv.	17-Oct-94	24-Sep-96	Banca Pop. Mil.	21-Jul-97	20-Sep-98
IFIL	17-Oct-94	24-Sep-96	Banca Intesa	22-Sep-97	(null)
IMI	17-Oct-94	1-Nov-98	Alitalia	21-Sep-98	19-Dec-99
INA	17-Oct-94	19-Dec-99	Finmeccanica	21-Sep-98	19-Sep-99
Italcementi	17-Oct-94	16-Jul-95	Mediolanum	21-Sep-98	(null)
Italgas	17-Oct-94	19-Sep-99	Unicredito Ital.	21-Sep-98	(null)
Fondiarria	17-Oct-94	20-Sep-98	Saipem	2-Nov-98	21-Mar-99
Mediobanca	17-Oct-94	(null)	AEM	22-Mar-99	(null)
Montedison	17-Oct-94	3-Apr-00	Autostrade	22-Mar-99	(null)
Olivetti	17-Oct-94	(null)	B N L	22-Mar-99	(null)
Parmalat	17-Oct-94	21-Mar-99	Bipop-Carire	22-Mar-99	(null)
Pirelli	17-Oct-94	(null)	Unione Immob.	22-Mar-99	19-Sep-99
RAS	17-Oct-94	(null)	M P S	20-Sep-99	(null)
Rinasciente	17-Oct-94	16-Jul-95	SEAT P G	20-Sep-99	(null)
SAI	17-Oct-94	19-Dec-95	Tecnost	20-Sep-99	1-Jan-01
San Paolo IMI	17-Oct-94	(null)	ENEL	20-Dec-99	(null)
SIRTI	17-Oct-94	21-Sep-97	Finmeccanica	20-Dec-99	(null)
Stet/Telecom It	17-Oct-94	(null)	Alitalia	4-Apr-00	17-Sep-00
Telecom It.	17-Oct-94	20-Jul-97	L'espresso	18-Sep-00	(null)
Credito Ital.	17-Oct-94	20-Sep-98	HDP	2-Jan-01	(null)

Tabella 1 – Titoli inclusi ed esclusi dal MIB30 dal 17.10.1994 al 2.01.2001. Con null si indicano quei titoli che una volta inclusi nell'indice, ne facevano ancora parte al 2 gennaio 2001.

Dal campione completo dei titoli (riportato nella tabella 1) si sono escluse alcune azioni. Per ovvie ragioni non sono state considerate le inclusioni dei titoli nell'indice iniziale, ovvero di quelle azioni che componevano il primo paniere del MIB30 che fu introdotto il 17 ottobre 1994. Inoltre non è stato possibile inserire il titolo CIR (uscito dall'indice il 16/7/1995), poiché non si disponeva di un numero sufficiente di dati per la stima dei parametri. Altri titoli, sono invece stati esclusi dal campione a seguito di eventi straordinari relativi alla storia del titolo. Per alcuni titoli, infatti, l'entrata o l'uscita dal MIB30 ha coinciso con operazioni straordinarie (ad esempio fusioni).

Si riportano qui di seguito i titoli che sono transitati sul MIB30 e sono stati interessati da operazioni societarie che ne hanno determinato l'inclusione o esclusione dall'indice.

L'uscita del titolo Unione Immobiliare nel settembre 1999 coincide con l'esito positivo dell'OPA lanciata da Pirelli e C. Real Estate S.p.A., divisione di Pirelli e C. S.p.A. I gruppi bancari San Paolo e IMI hanno proceduto a fusione nel 1998, da allora è presente nel MIB30 un unico titolo: San Paolo IMI. Sempre nel settore bancario Credito Italiano è confluito nel gruppo UniCredito, attualmente parte del MIB30. Il gruppo IntesaBci si è formato nel 1998 con l'integrazione fra Cariplo ed il Banco Ambrosiano Veneto. Per quanto concerne i titoli della galassia Telecom Italia S.p.A. e Stet si registra in data 18 luglio 1997 l'incorporazione della prima nella seconda e la ride-nominazione in Telecom Italia S.p.A. Dal 20 luglio 1997 solo quest'ultimo titolo figura nel MIB30.

I gruppi Compart e Montedison si sono fusi nel 2000 ed al momento il titolo Montedison non è parte del MIB30. Un'altra operazione di fusione nel 2000 ha interessato Tecnost e Olivetti, titoli, all'epoca, entrambi appartenenti all'indice.

Si sono infine esclusi quei titoli che in seguito all'ammissione alle contrattazioni sul mercato di Borsa Italia S.p.A. (IPO), sono stati contestualmente (o entro poche settimane) inclusi nell'indice MIB30. Ciò costituisce un'eccezione alla regola indicata nelle Istruzioni al Regolamento dei mercati organizzati e gestiti da Borsa Italiana S.p.A. (Capo IA.11.2 - Articolo IA.11.2.1) secondo la quale non sono considerate per l'inclusione nel MIB30 "le azioni con periodi di quotazione ufficiale non sufficientemente significativo". Il comma 4, lettera b) dello stesso articolo contempla i casi in cui si ammette un'eccezione alla precedente regola. Questa, infatti, non si applica nei casi di "quotazione di nuove azioni la cui capitalizzazione sia pari o superiore al 3% della capitalizzazione corrente dell'intero mercato comprensiva di quella delle nuove azioni".

TIM è quotata alla borsa di Milano dal 15 luglio 1995, e dallo stesso giorno con una modifica straordinaria è entrata a far parte anche del MIB30. Eni fa il suo ingresso in borsa il 28 novembre 1995 ed il 20 dicembre dello stesso anno, con una modifica straordinaria dell'indice, il titolo entra nel MIB30, di cui è ancora parte. Altro titolo ad aver beneficiato di questo trattamento è Banca Monte dei Paschi di Siena.

Il campione di titoli "ripulito" comprende quindi 20 inclusioni e 21 esclusioni dall'indice MIB30.

3.2 La Metodologia Impiegata

La metodologia impiegata è quella illustrata nella prima sezione. I rendimenti sono stati calcolati come differenze logaritmiche dei prezzi. Il modello di stima scelto per la verifica è il *Market Model*, quindi per calcolare gli AR si utilizza l'equazione (4). Come proxy del mercato si è scelto l'indice Comit globale poichè prende in considerazione tutte le azioni quotate sul mercato italiano.

Una volta stimato il rendimento atteso secondo il *Market Model* si calcola per differenza il rendimento in eccesso giornaliero - $AAR_{i,t}$. La stima del rendimento atteso ci permette di “depurare” il rendimento giornaliero da quella parte correlata all'andamento generale del mercato. La parte di rendimento che rimane dopo questa sottrazione⁷ è considerata *firm-specific*, in altre parole si ritiene che sia dovuta a fatti o notizie che hanno una portata informativa limitata alla società o al settore di appartenenza. In questo caso, almeno limitatamente all'intervallo di verifica, si può ritenere che l'unico evento significativo per il campione di titoli selezionati sia l'inclusione o l'esclusione dall'indice MIB30. E' quindi possibile studiare gli effetti di questo evento sul rendimento giornaliero analizzando l'andamento degli AR.

Una volta calcolati i rendimenti in eccesso per il “campione finale” si è proceduto all'aggregazione di questi risultati nel tempo e fra i titoli. Si sono quindi condotti alcuni test statistici per verificare la significatività dell'evento inclusione (esclusione) nell'indice nel determinare il rendimento all'interno del periodo di verifica. La limitata portata informativa dell'annuncio di revisione insieme ad una sostanziale incertezza riguardo la data dell'annuncio stesso, hanno motivato la scelta della data dell'effettiva modifica dell'indice come data dell'evento (giorno zero).

Per il periodo di stima sono state considerate 255 osservazioni (rendimenti giornalieri) che corrispondono a circa un anno solare. L'intervallo di stima è dato da: [-280, -26]. Il periodo di verifica è invece dato da: [-25, +25] e contiene il giorno dell'evento. I giorni precedenti la data dell'evento offrono la possibilità di osservare l'eventuale presenza di effetti, sia sul rendimento, sia sui volumi, “anticipati”, rispetto all'effettiva modifica dell'indice.

⁷Si ricorda che il valore atteso del rendimento in eccesso, in assenza di eventi significativi, è pari a zero

3.3 I Titoli Inclusi nel MIB30

In questo paragrafo si riportano i risultati della verifica empirica sui titoli inclusi nell'indice MIB30. Nella tabella 2 si riportano le azioni del campione finale che è stato possibile considerare per lo studio di eventi.

Titolo	Entrata	Titolo	Entrata
AEM	22-Mar-99	Finmeccanica (1 ^a entrata)	21-Sep-98
Alitalia (1 ^a entrata)	21-Sep-98	Finmeccanica (2 ^a entrata)	20-Dec-99
Alitalia (2 ^a entrata)	4-Apr-00	HDP	2-Jan-01
Autostrade	22-Mar-99	Mediolanum (1 ^a entrata)	25-Sep-96
Banca Fideuram	25-Sep-96	Mediolanum (2 ^a entrata)	21-Sep-98
Intesa Bci	22-Sep-97	Rolo Banca 1473	17-Jul-95
Bipop Carire	22-Mar-99	Saipem (1 ^a entrata)	25-Sep-96
BNL	22-Mar-99	Saipem (2 ^a entrata)	2-Nov-98
B. Pop. Milano	21-Jul-97	Seat	20-Sep-99
Espresso	18-Sep-00	Unicredito	21-Sep-98

Tabella 2 – “Campione finale” delle inclusioni considerate.

3.3.1 Test sui Rendimenti in Eccesso

I test effettuati prendono in considerazione sia l'andamento degli AAR (*Average Abnormal Return*) che dei CAAR (*Cumulative Average Abnormal Return*). Sono proposti sia test parametrici che non parametrici.

I test sugli AAR consentono di sottoporre a verifica l'ipotesi di un rendimento (medio) in eccesso significativo in uno dei giorni dell'intervallo di verifica. A tal fine si considerano anche i giorni antecedenti l'evento; è infatti possibile che gli operatori anticipino la data di effettiva modifica del MIB30⁸ per ribilanciare i loro portafogli. I test sui CAAR permettono, invece, di analizzare l'andamento dei rendimenti in un intervallo di giorni interno alla finestra dell'evento e considerare quindi, se esiste un eventuale spazio per operazioni di arbitraggio. Una possibile strategia è quella, ad esempio, di acquistare, alcuni giorni prima dell'effettiva modifica, i titoli che si ritiene saranno inclusi con la prossima revisione e rivenderli alla data dell'evento o

⁸Ciò è possibile poiché i criteri di inclusione e ponderazioni sono resi noti da Borsa Italia S.p.A.

successivamente. Il primo test che si riporta è quello sugli AAR proposto da Brown e Warner (1985). La statistica è espressa dal rapporto tra il rendimento in eccesso medio (AAR) del giorno t e la stima della deviazione standard della serie dei residui medi relativi al periodo di stima:

$$T_1 = \frac{AAR_t}{\hat{\sigma}(AAR_t)} \quad (8)$$

dove la stima della deviazione standard calcolata sul periodo di stima è:

$$\hat{\sigma}(AAR_t) = \sqrt{\frac{1}{254} \left[\sum_{t=-280}^{t=-26} (AAR_t - \overline{AAR})^2 \right]}$$

Poiché i gradi di libertà sono più di 200⁹ è possibile far riferimento ai valori tabulati per la distribuzione normale. Nella tabella 3 sono riportati per ogni giorno dell'intervallo di verifica, $[-26, +20]$, la somma dei rendimenti in eccesso, gli AAR_t , ed il risultato della statistica test.

Il secondo test parametrico proposto considera ancora i rendimenti in eccesso medi dei titoli in un giorno dell'intervallo di verifica:

$$T_2 = \left(\sum_{i=1}^{N_t} SAR_{i,t} \right) (N_t)^{(-1/2)} \quad (9)$$

dove $N = 20$ è il numero di titoli del campione e $SAR_{i,t} = \frac{AR_{i,t}}{\hat{\sigma}(AR_{i,t})}$ e

$$\hat{\sigma}(AR_{i,t}) = \sqrt{\frac{1}{254} \left[\sum_{t=-280}^{t=-26} (AR_{i,t} - \overline{AR})^2 \right]}$$

Questo test differisce dal precedente in quanto si permette alla deviazione standard di variare da titolo a titolo. Con questa procedura, infatti, prima si standardizzano gli AR di ogni titolo, impiegando la stima della varianza di ogni titolo e solo in seguito si aggregano i risultati ottenuti. La statistica test si distribuisce come una normale standardizzata. Nella tabella 3 si riportano i risultati per la statistica test T_2 .

Si riportano anche alcune statistiche non parametriche. Questi metodi non formulano specifiche assunzioni (ad esempio, normalità) riguardo la

⁹I gradi di libertà sono 254 e sono dati dal numero dei giorni dell'intervallo di stima meno 1.

distribuzione dei rendimenti e possono essere usati congiuntamente a quelli parametrici al fine di controllare la solidità delle conclusioni basate su questi ultimi.

Il test del segno (*sign test*) è un test non parametrico. E' inoltre il test di posizione più semplice, che al posto della media come misura di tendenza centrale utilizza la mediana. Nello studio dei rendimenti in eccesso l'ipotesi nulla è che il numero dei segni positivi degli AR sia uguale al numero dei segni negativi. La statistica test da impiegare è quindi:

$$J_3 = \frac{P(+)-N/2}{\sqrt{N/4}} \quad (10)$$

dove $N = 20$ è il numero dei titoli del campione. Nel test del segno semplice si assume infatti $p = 0.5$. $P(+)$ è il numero dei rendimenti in eccesso positivi in ogni giorno dell'intervallo di stima. Il test del segno permette di valutare se i risultati dei test parametrici siano influenzati dai rendimenti in eccesso di un ristretto numero di titoli.

Il *generalized sign test* è una statistica non parametrica proposta da Cowan (1992). Con questo metodo si calcola la percentuale degli AR positivi su un periodo di stima¹⁰ per poi confrontarla con la percentuale che si ottiene nel periodo di verifica. La proporzione degli AR positivi nel periodo di stima è data da:

$$\hat{p} = \frac{1}{20} \sum_{i=1}^{i=20} \frac{1}{100} \sum_{t=-125}^{t=-26} S_{i,t}$$

dove

$$S_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{se } AR_{i,t} > 0 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Per il campione di titoli analizzato la proporzione di AR positivi, \hat{p} , risulta uguale a 0.47611. Il test proposto da Cowan (1992) è:

$$J_4 = \frac{w - 20\hat{p}}{[20\hat{p}(1 - \hat{p})]^1 / 2} \quad (11)$$

¹⁰In quest'analisi si è considerato un periodo di stima composto da 100 osservazioni giornaliere e immediatamente precedente l'inizio dell'intervallo di verifica

dove 20 è il numero di titoli del campione e w il numero di titoli con AR positivi nel giorno preso in esame. La tabella 3 riporta i risultati del test.

L'ultima statistica non parametrica che si è impiegata è il test dei ranghi con segno (o *Wilcoxon signed rank test*). Questo prende in esame la mediana della distribuzione degli AR, che sotto l'ipotesi nulla è uguale a zero. La principale differenza del test di *Wilcoxon* rispetto ai test non parametrici basati sul segno degli AR è quella di prendere in considerazione i ranghi dei rendimenti in eccesso per ogni giorno dell'intervallo di verifica. Col test di *Wilcoxon*, quindi, si considera anche la grandezza delle osservazioni e non solo il loro segno. La statistica test è data da:

$$J_5 = \frac{T_t^+ - \mu_t}{\sigma_T} \quad (12)$$

dove T_t^+ è la somma dei ranghi di segno positivo il giorno t interno all'intervallo di verifica, μ_t è il valore medio cui dovrebbe tendere la somma dei ranghi T_t^+ :

$\mu_t = \frac{N(N+1)}{4}$ e nel nostro caso μ_t è uguale a 105. La deviazione standard è determinata solamente dal numero di dati n secondo la relazione:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}} \text{ e risulta essere } 26.7862.$$

Giorno	$AAR_t\%$	T_1	T_2	$AR_t > 0$	J_3	J_4	J_5
-25	1.0594	1.6726	1.8875	13	1.3416	1.5571	1.9786
-24	0.1806	0.2851	0.3047	10	0	0.2139	0.5227
-23	-0.4020	-0.6347	-0.5131	7	-1.3416	-1.1293	-1.0453
-22	1.0451	1.6500	2.1651	13	1.3416	1.5571	2.0160
-21	0.3387	0.5347	0.6330	12	0.8944	1.1094	0.8587
-20	0.2652	0.4187	0.5760	11	0.4472	0.6616	0.8213
-19	1.5156	2.3929	3.1616	13	1.3416	1.5571	2.3146
-18	0.2009	0.3172	0.2692	11	0.4472	0.6616	0.7467
-17	-0.3667	-0.5789	-0.7571	8	-0.8944	-0.6815	-1.0080
-16	0.7169	1.1319	1.0767	11	0.4472	0.6616	1.3066
-15	0.1043	0.1647	0.1574	12	0.8944	1.1094	0.0000
-14	-1.0409	-1.6433	-1.9496	7	-1.3416	-1.1293	-2.0160
-13	0.0200	0.0315	0.2192	7	-1.3416	-1.1293	-0.7467
-12	-0.8856	-1.3982	-1.5711	8	-0.8944	-0.6815	-1.3440
-11	-1.1061	-1.7463	-2.5438	5	-2.2361	-2.0247	-2.1653
-10	0.8252	1.3028	1.4324	13	1.3416	1.5571	1.7546
-9	1.2447	1.9651	2.3009	13	1.3416	1.5571	1.9786
-8	-0.0602	-0.0950	0.4593	11	0.4472	0.6616	-0.0747
-7	-0.1460	-0.2304	-0.9024	9	-0.4472	-0.2338	-0.0747
-6	-0.4431	-0.6995	-1.3908	8	-0.8944	-0.6815	-1.0826
-5	0.0248	0.0391	0.2087	11	0.4472	0.6616	0.0747
-4	-0.6521	-1.0296	-0.4411	7	-1.3416	-1.1293	-1.3440
-3	1.0747	1.6968	2.8942	11	0.4472	0.6616	1.5306
-2	0.3309	0.5225	0.1673	13	1.3416	1.5571	1.3440
-1	0.8784	1.3868	1.0530	14	1.7889	2.0048	1.5680
0	-1.8279	-2.8858	-4.2212	3	-3.1305	-2.9202	-2.6880
1	-0.8922	-1.4087	-1.1406	6	-1.7889	-1.5770	-1.3066
2	-1.0123	-1.5982	-1.6694	6	-1.7889	-1.5770	-1.8293
3	-0.8214	-1.2968	-2.0039	7	-1.3416	-1.1293	-0.8587
4	0.0722	0.1139	-0.3481	9	-0.4472	-0.2338	-0.1493
5	-0.1227	-0.1937	-0.0947	9	-0.2294	-0.0212	-0.2415
6	-0.8184	-1.2920	-1.0568	8	-0.6882	-0.4805	-1.2475
7	0.2298	0.3628	0.0291	12	1.1471	1.3569	0.4024
8	-1.1093	-1.7513	-2.3684	3	-2.9824	-2.7773	-2.5755
9	0.3752	0.5924	1.6055	14	2.0647	2.2756	1.0865
10	-1.9100	-3.0154	-3.8960	5	-2.0647	-1.8586	-2.0926
11	1.0410	1.6435	2.1563	10	0.2294	0.4382	0.9256
12	-0.7335	-1.1581	-0.9782	6	-1.6059	-1.3992	-1.0061
13	-1.1551	-1.8236	-1.8319	5	-2.0647	-1.8586	-2.2133
14	0.4943	0.7804	0.5246	10	0.2294	0.4382	0.4829
15	0.6092	0.9617	1.2100	9	-0.2294	-0.0212	0.0805
16	0.1419	0.2240	0.7246	10	0.2294	0.4382	0.2012
17	1.3505	2.1321	2.1909	10	0.2294	0.4382	0.8048
18	1.2094	1.9094	1.7513	11	0.6882	0.8975	1.4890
19	-0.1862	-0.2940	-0.4241	6	-1.6059	-1.3992	-0.9256
20	-0.3315	-0.5233	-1.1312	7	-1.1471	-0.9399	-0.9658

Tabella 3 – AAR% e statistiche test sui per i titoli inclusi.

Un'analisi sui CAAR ci permette di valutare anche l'andamento degli AR nel tempo. La figura 2 riporta l'andamento dei CAAR nell'intervallo di verifica $[-25, +20]$. Si nota come in corrispondenza del giorno dell'evento si verifichi un'inversione nel trend dei titoli interessati dalla revisione. Tuttavia, dall'analisi della figura 2 non è agevole trarre una conclusione sulla significatività dei CAAR in un intervallo di giorni.

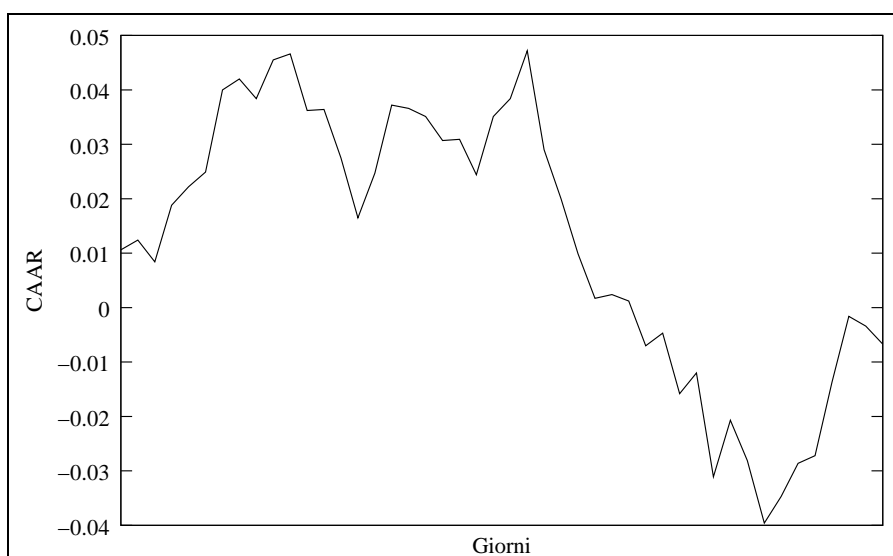


Figura 2: Andamento dei CAAR nel periodo di verifica

A tal fine si è impiegato il test sui rendimenti in eccesso medi cumulati (CAAR) J_1 considerando alcuni intervalli all'interno del periodo di verifica. La statistica test è la stessa proposta da Brown e Warner (1985):

$$J_1 = \frac{CAAR[\tau_1, \tau_2]}{\left(\sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} \hat{\sigma}^2(AAR_t) \right)^{1/2}} \quad (13)$$

dove $[\tau_1, \tau_2]$ definiscono l'intervallo di giorni cui si fa riferimento per calcolare i rendimenti in eccesso medi cumulati. $CAAR[\tau_1, \tau_2]$ è infatti la somma degli AAR compresi fra $[\tau_1$ e $\tau_2]$. I CAAR relativi ad alcuni intervalli significativi sono riportati nella tabella 4.

Intervalli		CAAR	J_1
-25	-10	4.6582	2.21729
-25	-1	4.7231	1.49126
-25	+20	-0.6739	-0.15685
-5	+5	-2.9475	-1.40302
0	+10	-7.8369	-3.73034
+1	+20	-3.5690	-1.25991

Tabella 4 – Test sui rendimenti in eccesso medi cumulati (CAAR) relativi ad alcuni intervalli temporali.

3.3.2 Test sul Volume degli Scambi

Lo scopo di questa analisi è di verificare se la significatività degli AR di un giorno dell'intervallo di verifica è associata ad un livello di volumi di scambio rilevante. L'analisi sui volumi è inoltre proposta in letteratura come il metodo più appropriato per testare l'ipotesi di *price pressure*.

Un modo di verificare l'ipotesi di pressione sui prezzi è quindi quello di analizzare il livello dei volumi in corrispondenza alle modifiche dell'indice ed in particolare in quei giorni in cui si rileva un rendimento in eccesso statisticamente significativo. La letteratura che fa riferimento alle modifiche degli indici azionari propone alcuni metodi per verificare la presenza di un livello elevato di contrattazioni. Per la verifica empirica sulle modifiche del MIB30 si è impiegata una misura già usata, fra gli altri, da Harris and Gurel (1986). Con questo metodo è necessario individuare un periodo base o di stima. Il periodo cui si è fatto riferimento sono i cento giorni precedenti l'intervallo di verifica e quindi [-125,-26]. Per ogni inclusione nel MIB30 si è quindi calcolata la media dei volumi nel periodo base per ogni titolo e la media dei volumi contrattati sull'intero mercato.

Per ogni giorno dell'intervallo di verifica si è considerato il *Market Adjusted Volume* (M.A.V.) definito come la differenza tra la percentuale di volume in eccesso di un titolo rispetto alla propria media nel periodo base e la stessa percentuale riferita all'intero mercato. Questa misura permette di “normalizzare” i volumi sia rispetto al periodo di stima di ogni titolo,

sia rispetto alle contrattazioni dell'intero mercato. Il MAV per ogni titolo è quindi dato, in ogni giorno dell'intervallo di verifica, da:

$$MAV_{it} = \left(\frac{V_{it} - \bar{V}_i}{\bar{V}_i} 100 \right) - \left(\frac{V_{mt} - \bar{V}_m}{\bar{V}_m} 100 \right) \quad (14)$$

dove V_{it} è il volume dell' i -esimo titolo il giorno t , \bar{V}_i è la media dei volumi dell' i -esimo titolo nel periodo base, V_{mt} è il volume di contrattazioni per l'intero mercato il giorno t e \bar{V}_m è la media dei volumi del mercato nell'intervallo di stima. La figura 3 riporta l'andamento dei volumi MAV medi per ogni giorno dell'intervallo di verifica.

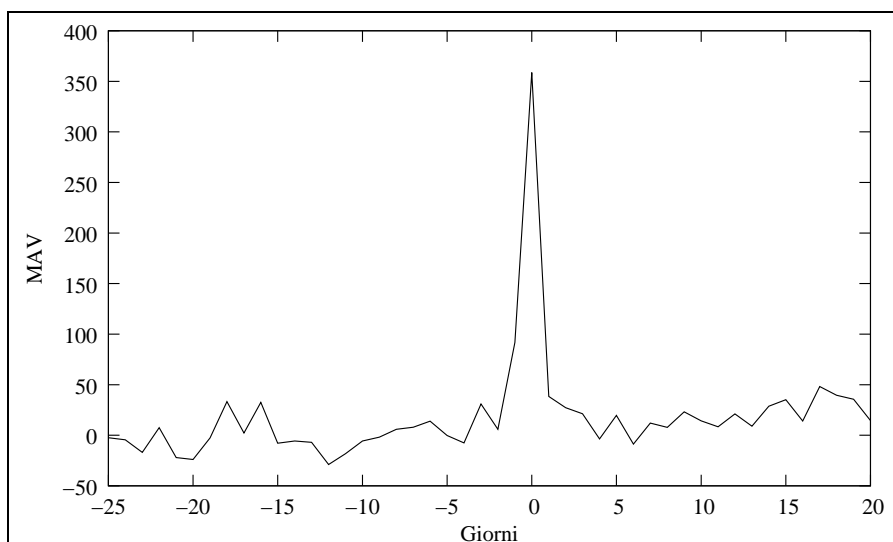


Figura 3: *Market Adjusted Volume* nell'intervallo di verifica

In corrispondenza della data dell'evento si registra un deciso incremento nei volumi di scambio dei titoli inclusi nell'indice. La figura 3 permette inoltre di rilevare come i MAV aumentino in maniera rilevante dal giorno precedente l'evento (-1) a quello seguente (+1), per poi tornare ai livelli precedenti l'inclusione. Nella tabella 5 si riportano le percentuali per ogni giorno dell'intervallo di verifica. Questi valori sono calcolati come medie campionarie dei MAV dei titoli inclusi. La logica sottostante il test presentato è la stessa del test T_1 impiegato per individuare la presenza di rendimenti in eccesso.

Giorni	$\overline{MAV\%}$	Test MAV	Giorni	$\overline{MAV\%}$	Test MAV
-25	-2.5677	-0.1389	-2	5.8434	0.3160
-24	-4.5092	-0.2439	-1	91.8447	4.9674
-23	-16.9477	-0.9166	0	358.6781	19.3992
-22	7.4545	0.4032	1	38.4014	2.0769
-21	-22.8567	-1.2362	2	27.3262	1.4779
-20	-24.0104	-1.2986	3	21.2926	1.1516
-19	-2.6442	-0.1430	4	-3.5980	-0.1946
-18	33.2147	1.7964	5	19.6831	1.0646
-17	2.3697	0.1282	6	-8.7748	-0.4746
-16	32.5280	1.7593	7	12.0112	0.6496
-15	-7.9534	-0.4302	8	7.8320	0.4236
-14	-5.7105	-0.3089	9	23.2002	1.2548
-13	-7.0933	-0.3836	10	14.1819	0.7670
-12	-28.9503	-1.5658	11	8.4115	0.4549
-11	-18.2947	-0.9895	12	21.0871	1.1405
-10	-5.7076	-0.3087	13	8.9078	0.4818
-9	-1.7870	-0.0967	14	28.7931	1.5573
-8	5.9775	0.3233	15	35.2131	1.9045
-7	7.9829	0.4318	16	14.0381	0.7593
-6	14.0858	0.7618	17	48.1338	2.6033
-5	-0.3259	-0.0176	18	39.5662	2.1399
-4	-7.5147	-0.4064	19	35.6208	1.9266
-3	31.6856	1.7137	20	14.4886	0.7836

Tabella 5 – *Market Adjusted Volume* per i titoli inclusi nel MIB30.

Il test di verifica può quindi essere scritto come: $\frac{\overline{MAV}_t}{\hat{\sigma}(\overline{MAV}_t)}$

dove per la stima della deviazione standard al denominatore si è fatto riferimento ai MAV del periodo base (o intervallo di verifica). I risultati del test sono riportati nella terza colonna della tabella 5.

3.4 Analisi dei Risultati

Il primo gruppo di dati preso in considerazione è quello che riguarda il giorno dell'evento, ovvero la data di inclusione nel MIB30. Il rendimento medio in

eccesso per il giorno zero è di circa -1.828%. Questo valore risulta significativamente diverso da zero (tabella 4) infatti i vari test impiegati consentono di rifiutare l'ipotesi nulla di rendimento in eccesso uguale a zero, al livello di confidenza del 5%. Questo dato relativo al MIB30, risulta diverso rispetto a quanto proposto dalle teorie esposte e da alcuni dei precedenti studi citati¹⁰ relativi allo S&P500, i quali indicavano per i titoli inclusi in un indice azionario la possibile presenza di AR positivi. Si può interpretare questo risultato facendo riferimento a due elementi che appaiono significativi, ovvero i criteri per l'inclusione nel MIB30 e l'andamento dei CAAR nel periodo precedente l'evento.

Come si nota dalla figura 2 i rendimenti cumulati in eccesso hanno un andamento crescente nei giorni precedente l'inclusione. Si deve inoltre considerare che per il MIB30, a differenza dello SP500, i criteri per la composizione degli indici sono noti agli investitori e che il mercato italiano non prevede una precisa politica degli annunci delle revisioni. In queste condizioni gli investitori hanno quindi la possibilità di effettuare previsioni circa i titoli interessati alle revisioni ed i nuovi pesi di ponderazione all'interno del nuovo paniere.

L'andamento dei CAAR, insieme alla pubblicità dei criteri di composizione, può quindi far supporre che gli investitori abbiano anticipato l'aggiustamento dei propri portafogli ad un periodo antecedente la revisione. Ciò spiega la presenza di AAR positivi e significativi nei giorni precedenti l'inclusione e l'assenza di un rendimento in eccesso positivo il giorno dell'evento. Si può quindi far riferimento ad alcune ipotesi per cercare di spiegare la presenza di un AAR_0 negativo. Una di queste prende in considerazione il possibile comportamento di investitori speculatori in corrispondenza della revisione dell'indice. E' presumibile infatti che questi operatori anticipino l'inclusione dei titoli ed acquistino le azioni in futura entrata alcune settimane prima dell'effettiva revisione dell'indice per poi rivenderle una volta esaurita la temporanea pressione sui prezzi originata dal ribilanciamento dei portafogli da parte degli investitori istituzionali.

Altro dato significativo che riguarda il giorno dell'evento è il volume degli scambi dei titoli interessati dall'inclusione nel MIB30. Il *Market Adjusted Volume* (MAV), misura scelta per individuare la presenza di volumi in eccesso, evidenzia come nel giorno zero si abbia un significativo incremento

nelle contrattazioni per i titoli inclusi. I giorni -1 e +1 registrano dei volumi in eccesso significativi. Nella figura 4 il “picco” dei MAV in corrispondenza del giorno zero evidenzia il considerevole incremento dei volumi nel giorno dell’evento.

Per completare l’analisi si riporta la figura 3 che rappresenta l’andamento dei CAAR nel periodo di stima. Il grafico evidenzia un trend crescente per i CAAR dei titoli del campione. Questo suggerisce alcune considerazioni. I titoli che sono stati inclusi nel MIB30 hanno evidenziato un gran numero di rendimenti in eccesso positivi nel periodo precedente l’inclusione nell’indice. In questo periodo il rendimento effettivo (ex-post) è stato spesso maggiore del rendimento atteso, stimato con il modello di mercato. Un risultato del genere si traduce in un aumento dei prezzi nel periodo precedente l’inclusione. Conseguenza diretta è un incremento nell’indice ILC (Indice Liquidità e Capitalizzazione). E’ proprio questa variazione che permetterà alla successiva revisione del paniere, l’ingresso nel MIB30.

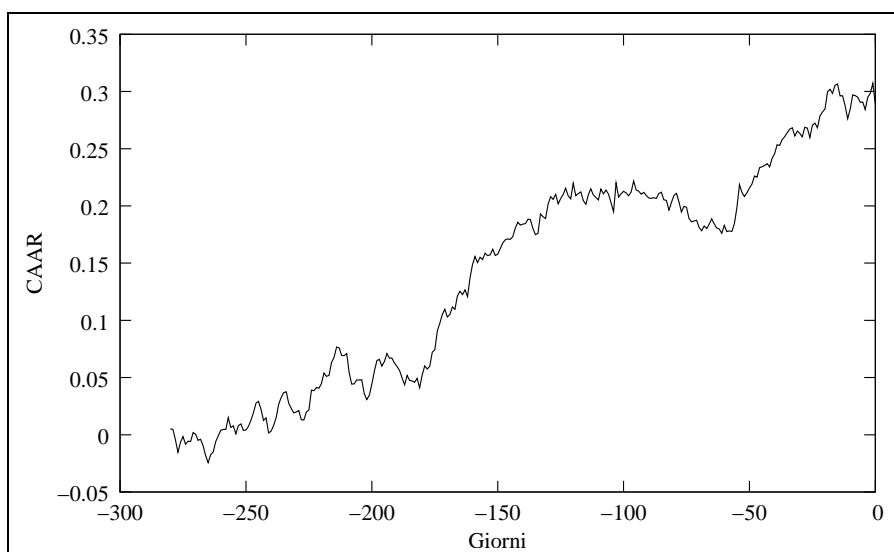


Figura 4: Andamento dei CAAR nel periodo di stima

Volgiamo adesso la nostra attenzione a quelle teorie (*price pressure*, *information hypothesis*, ecc.) proposte dalla letteratura al fine di spiegare gli effetti che si registrano in corrispondenza dell’evento “inclusione nell’indice”. Lo scopo di quest’analisi è individuare quali di queste teorie hanno una valen-

za esplicativa anche riguardo al mercato italiano. Come già si è ricordato gran parte degli studi sulle modifiche degli indici fanno riferimento al mercato statunitense ed in particolare allo S&P500. Si devono quindi tener presenti le differenze tra i due mercati come, ad esempio, un diverso grado di sviluppo di prodotti come *index fund* ed ETF, i diversi criteri di composizione dello S&P e del MIB30 ed all'impossibilità di far riferimento, nella verifica sul MIB30, ad una precisa data di annuncio.

Sulla base di questi elementi è possibile tentare di proporre alcune conclusioni circa la capacità dei modelli richiamati nello spiegare gli effetti che si hanno sul MIB30.

L'*information hypothesis* non risulta particolarmente esplicativa, almeno nella parte secondo cui l'inclusione nell'indice ha una valenza informativa circa le future prospettive del titolo. La pubblicità e la trasparenza dei criteri di inclusione nel MIB30 non consentono il verificarsi del fenomeno di diffusione di nuove informazioni (*disclosure*) come può invece accadere per lo S&P. Non si può invece escludere, sempre in riferimento all'*information hypothesis*, che l'inclusione nel MIB30 conduca ad un maggior scrutinio dei titoli da parte degli analisti. Non sembra tuttavia, che questa eventuale riduzione dei "costi d'approvvigionamento" di informazioni provochi un incremento permanente del prezzo dei titoli inclusi. L'analisi dei CAAR relativi all'intero intervallo di verifica (dal giorno -25 a +20) non mostra infatti un incremento permanente dei prezzi e verrebbe quindi a mancare evidenza empirica a supporto di questa ipotesi.

La mancanza di un incremento permanente dei prezzi ci conduce ad escludere anche le altre ipotesi che si fondano su questa evidenza, ovvero la *imperfect substitutes hypothesis* e la *liquidity hypothesis*. Proprio riguardo quest'ultima teoria, si deve inoltre notare che per le caratteristiche del MIB30, un aumento della liquidità per i titoli interessati dalla revisione è una causa e non un effetto (come per lo S&P500) dell'inclusione nell'indice.

I dati raccolti offrono invece un maggior sostegno all'ipotesi di *price pressure*. Secondo questa ipotesi si dovrebbe osservare un incremento temporaneo dei prezzi dei titoli inclusi nell'indice soprattutto a causa delle operazioni volte a ribilanciare i portafogli degli investitori istituzionali; una volta esaurito questo processo, i prezzi dovrebbero tornare ai precedenti valori di equilibrio. Come si nota infatti dalla tabella 5 i CAAR relativi al periodo

[-25, -10] sono positivi (4.658%) e significativi. In mancanza di una data di annuncio questo periodo può essere considerato come quello durante il quale si diffonde, presso gli operatori, la conoscenza di quei titoli che saranno inclusi nell'indice. Un effetto di tale consapevolezza è testimoniato appunto da un trend positivo dei CAAR nel periodo considerato. Questo incremento dei prezzi risulta però compensato da una tendenza di segno opposto, infatti, nell'intero periodo di verifica [-25, +20] i rendimenti in eccesso medi cumulati sono pressochè nulli. I dati relativi ai CAAR che si sono qui richiamati forniscono una robusta evidenza all'ipotesi di *price pressure*.

Riferimenti bibliografici

- AA.VV. "Benchmark e fondi comuni: le regole per interpretare e utilizzare correttamente il parametro oggettivo di riferimento" Pubblicazione Assogestioni novembre 1999.
- AA.VV. Regolamento di Standard & Poor's "General Criteria for S&P U.S. Index Membership" (2000)
- AA.VV. "Event Study: Quantifying the Effect of Being Added to an S&P Index" (2000).
- AA.VV. "Elenco dei benchmark dei fondi comuni aperti" Pubblicazione Assogestioni marzo 2001.
- AA.VV. "Rapporto annuale sui benchmark dei fondi comuni aperti" Pubblicazione Assogestioni marzo 2001.
- AA.VV. "Istruzioni al Regolamento dei mercati organizzati e gestiti da Borsa Italiana S.p.A." (in vigore dal 18 febbraio 2002).
- Ball, Clifford and Walter N. Torous. "Investigating Security Price Performance in the Presence of Event Day Uncertainty" *Journal of Financial Economics*, Vol. 22 (October 1988) pp. 123-153.
- Benish, M.D., R. Whaley "An Anatomy of the 'S&P game': The effects of changing the rules" *Journal of Finance*, Vol.51 (1996) pp. 1909-1930.
- Brown, Stephen J., and Jerold B. Warner. "Measuring Security Price Performance" *Journal of Financial Economics*, Vol. 8 (September 1980) pp. 205-258.
- Brown, Stephen J., and Jerold B. Warner. "Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies" *Journal of Financial Economics*, Vol. 14 (March 1985) pp.3-32.

- Chung Richard, Kryzanowski Lawrence Are the Market Effects Associated with Revisions to the TSE300 Index Robust Multinational Finance Journal Vol.2 n.1 (1998).
- Campbell J.Y., MacKinlay A.C., Lo A.W., (1997). *The econometrics of financial markets*, Princeton, Princeton University Press
- Cowan, Arnold R., 1992, "Nonparametric Event Study Tests" Review of Quantitative Finance and Accounting 2, December, pp. 343-358.
- Edmister Robert, Graham, A. Steven; Pirie, Wendy L. "Trading Cost Expectations: Evidence from S&P 500 Index Replacement Stock Announcement" Journal of Economics and Finance; 20(2), Summer 1996, pp. 75-85.
- Fama, Eugene F., Lawrence Fisher, Michael C. Jensen, and Richard Roll (1969): "The Adjustment of Stock Prices to New Information," International Economic Review, vol. 10, pp. 1-21.
- Harris L., Gurel, "Price and Volume Effect Associated with changes in the Standard and Poor's 500 List – New Evidence for the Existence of Price Pressure." Journal of Finance Vol. 41 (1986) n.4 pp. 815-829.
- Lynch, A. W., Mendenhall, R.R., "New Evidence on Stock Price effects Associated with Changes in the S&P 500 index" Journal of Business Vol. 70 (1997) n.3 pp. 351-383.
- MacKinlay Craig A. "Event studies in Economics and Finance" Journal of Economics Literature Vol.XXXV (March 1997), pp 13-39.
- Sawyer K.R. "How Eventful Are Event Studies?" Working Paper University of Melbourne 2000.
- Scholes, Myron, "The market for securities: Substitution versus price pressure and the effects of information on share prices" Journal of Business 45, (1972), pp.179-211.
- Shleifer Andrei, "Do Demand Curves for Stocks Slope Down?" Journal of Finance Vol. 41 (1986) pp. 579-590.