



WORKING PAPER n.01.07

Settembre 2001

**Un modello econometrico mensile per la
previsione dell'indice COMIT nel mercato
azionario italiano**

R. Casarin^{a,b}

P. Guderzo^c

a. Università Ca' Foscari, Venezia.

b. GRETA, Venezia.

c. Banca Popolare di Vicenza, Direzione Finanza.

UN MODELLO ECONOMETRICO MENSILE PER LA PREVISIONE DELL'INDICE COMIT NEL MERCATO AZIONARIO ITALIANO

Roberto Casarin

Università Cà Foscari e GRETA, Venezia

Paolo Guderzo

Banca Popolare di Vicenza

Direzione Finanza

Contenuto

L'obiettivo del presente lavoro è la costruzione di un modello econometrico multifattoriale basato sugli indicatori fondamentali macroeconomici, finanziari e di macromercato che si presti a fornire un'interpretazione economica della variazione dei rendimenti dell'indice Comit generale della Borsa Italiana. Tale obiettivo conoscitivo pone alcune questioni sulla misura dei fenomeni: in particolare occorre scegliere gli indicatori collegati ai fattori di rischio comuni da includere nell'analisi, la frequenza temporale di osservazione e l'ampiezza dell'orizzonte temporale campionario. In riferimento alle variabili esplicative candidate, nel lavoro abbiamo esaminato la possibilità di un utilizzo maggiormente coordinato e sistematico dell'insieme di informazioni disponibili per la valutazione e la previsione dell'indice di Borsa. Abbiamo valutato le potenzialità dei principali indicatori, reali e finanziari, a fungere da *leading indicators*. L'indagine è stata condotta su un orizzonte mensile per il periodo 1988 (7) - 2000 (12) per un totale di 150 osservazioni campionarie. L'analisi economica fondamentale dell'indice di Borsa è stata effettuata con alcuni modelli multifattoriali derivati dall'*Arbitrage Pricing Theory* (APT), introducendo l'ipotesi innovativa di coefficienti di sensibilità β variabili.

La scelta della migliore specificazione del modello, all'interno della classi di appartenenza proposte, è stata condotta basandosi sia su criteri d'informazione appropriati sia su test statistici all'interno e fuori del campione utilizzato per la stima. Sebbene la relazione tra la bontà di adattamento del modello e la sua capacità previsiva sia stata da tempo oggetto di discussione in letteratura, risulta alquanto difficile stabilire un indicatore per valutare la bontà di specificazione. Le specificazioni stimate sono state tra loro confrontate, pertanto, sulla base sia di misure di adattamento sia di indicatori metrici di capacità previsiva sia sull'analisi degli errori di previsione. Questi ultimi riassumono il contenuto informativo del modello e costituiscono quindi un importante criterio di confronto fra modelli alternativi. La discreta capacità dei modelli specificati è ascrivibile in parte all'ampiezza dell'informazione pubblica considerata ed, in parte, alla scelta della frequenza di campionamento mensile.

Un Modello econometrico di previsione mensile per l'indice Comit nel mercato azionario italiano

1. Introduzione

La questione della eventuale assenza di prevedibilità dei rendimenti azionari rappresenta un tema di grande interesse in ambito finanziario, come viene esposto ad esempio in Fama [1970]. Il presente lavoro si concentra sulla specificazione e stima di un modello econometrico basato sugli indicatori fondamentali macroeconomici e finanziari che si presti a fornire una interpretazione economica della variazione dei rendimenti dell'indice Comit generale della Borsa Valori italiana.

Il modello di previsione è un modello multifattoriale costruito traendo spunto dalla letteratura sui modelli di *Arbitrage Pricing* (A.P.T.) ed in particolare al lavoro di Ross [1976] per il mercato azionario statunitense, di Aleati-Gottardo-Murgia [1994] e di Roma-Schlitzer [1996] per l'*equity* italiano nei quali vengono inclusi quei fattori che sono usualmente collegati ad indicatori di attività economica e di competitività internazionale settoriale.

L'Europa ha attraversato un processo di continua trasformazione negli ultimi 30 anni, specialmente in campo finanziario. Possiamo ricordare la creazione dello SME nel 1979, il processo di convergenza macroeconomica provocato dallo SME stesso e l'accelerazione di tale processo che ha avuto luogo negli anni novanta in seguito alla introduzione dell'euro. Negli anni ottanta e novanta i paesi appartenenti al regime di cambi fissi sono stati costretti a coordinare la politica monetaria in misura sempre crescente; recentemente, anche la politica fiscale attraversa una fase di maggiore coordinamento. Tutto ciò ha creato forti cambiamenti macroeconomici: di fatti, negli anni novanta, l'Italia e la Spagna sono riuscite a fare scendere il tasso annuo di inflazione di molti punti percentuali. L'Italia è stata in grado di stabilizzare prima e ridurre poi il rapporto fra debito pubblico e PIL. Il tasso d'interesse a breve in Italia è sceso in pochissimi anni dall'11% al 3%. Un tale processo di cambiamento strutturale non può non avere influenzato gli andamenti dei mercati azionari, sia a livello di rendimenti medi di lungo periodo sia a livello di varianze e covarianze. Inoltre, il recente cambiamento strutturale legato all'introduzione dell'euro rende poco utili pure analisi storiche che considerano stime dei parametri semplicemente basate sulla evidenza storica.

E' necessario quindi studiare e trattare i dati mediante tecniche flessibili. Il lavoro analizza pertanto i rendimenti del mercato azionario italiano mediante metodi econometrici che sono robusti anche in presenza di cambiamenti strutturali.

L'analisi empirica, condotta con l'applicazione econometrica di modelli teorici la cui struttura parametrica non è costante nel tempo, si inserisce nell'ampio filone di ricerca riguardante la predicibilità dei corsi azionari e le determinanti del premio connesso al rischio affrontato dall'investitore. L'obiezione mossa secondo la quale una struttura dei parametri variabile debba essere considerata come un errore di specificazione del modello non è giustificata. Infatti, quanto più ampio è il periodo campionario di riferimento, tanto più elevata risulta la probabilità che alcuni parametri del modello non possano essere tenuti costanti perché su di essi possono riflettersi i cambiamenti strutturali dei fenomeni economici. Gli strumenti analitici più frequentemente utilizzati per la stima di modelli a struttura variabile sono il filtro di Kalman e le sue estensioni (*information filter* e *smoothing*). L'utilizzo di questi strumenti presenta tuttavia problemi relativi alla definizione delle condizioni iniziali di stima, della struttura dinamica del modello e dell'algoritmo di stima degli iperparametri, cioè della matrice di transizione, e delle matrici di covarianza. Tutto ciò rende tale strumentazione di difficile adozione per l'economista applicato e ne limita fortemente l'utilizzo.

Sappiamo che la varianza di una serie finanziaria è un parametro fondamentale nella determinazione del portafoglio ottimo dell'investitore: nella definizione di quest'ultimo occorre infatti trovare il giusto compromesso tra il rendimento medio atteso e la rischiosità, misurata

proprio dalla varianza. Accettare l'ipotesi di varianza costante nel tempo ovvero l'*ipotesi di omoschedasticità* di fatto significa introdurre nell'analisi della serie un elemento fortemente deviante soprattutto per quanto riguarda la stima dei parametri dei modelli econometrici proposti e i relativi *test*.

Le analisi empiriche rivelano, inoltre, che la maggior parte delle serie finanziarie risulta caratterizzata da un comportamento non costante, ossia *eteroschedastico*, della loro varianza. In genere la volatilità tende ad assumere un comportamento particolare legato al rendimento: in fasi di mercato crescenti i rendimenti sembrano essere caratterizzati da una volatilità inferiore rispetto ai rendimenti legati a fasi discendenti dei titoli, sintomo di una vischiosità dei corsi al rialzo (Schwert [1989]). Un'altra caratteristica importante, empiricamente evidente per le serie finanziarie, è data dal fatto che le loro distribuzioni di probabilità sono *leptocurtiche*. Le distribuzioni leptocurtiche hanno la caratteristica di assegnare una maggiore probabilità a eventi molto lontani dal valore medio della distribuzione rispetto alle probabilità che verrebbero assegnate a tali eventi da una distribuzione normale (detta *mesocurtica*). Per questo motivo si parla di distribuzioni con *code spesse*. La presenza di *leptocurtosi* è compatibile con l'ipotesi di varianza dipendente dal tempo.

Eteroschedasticità e "*code spesse*" della distribuzione di probabilità rappresentano le due peculiarità di fondo delle serie finanziarie, a cui si possono aggiungere altri elementi non meno interessanti, primo fra tutti la persistenza di *shock* esogeni sui titoli e sulle loro quotazioni. A ciò si aggiunge il comportamento asimmetrico, evidenziato dalle quotazioni, in base al quale *shock* negativi sembrano incrementare la volatilità più di quanto non facciano *shock* positivi (*leverage effect*).

Un esempio di questo fenomeno è fornito proprio dai processi *ARCH*, che vedremo meglio in seguito, i quali offrono risultati migliori per quanto concerne la capacità di catturare la leptocurtosi presente nei dati e la descrizione della forma dell'eteroschedasticità nell'ipotesi in cui si assumano distribuzioni di probabilità campionarie alternative (come la *t-Student* e la *GED*). Ulteriori analisi che sono state condotte in letteratura sulle serie dei rendimenti dell'indice del mercato azionario italiano hanno evidenziato la presenza di un'altra caratteristica tipica delle serie finanziarie: il cosiddetto "*effetto clustering*", ossia l'aggregarsi in gruppi degli errori a seconda del loro ordine di grandezza (grossi errori tendono a essere seguiti da errori altrettanto grandi e piccoli errori da errori altrettanto piccoli): in altri termini, la volatilità dei rendimenti è *autocorrelata*.

In questo lavoro, abbiamo considerato un ampio ventaglio di modelli della famiglia *ARCH-GARCH* la quale possiede molte delle caratteristiche nei loro parametri teorici che possono "mimare" discretamente il comportamento delle quantità empiriche calcolate sulle serie finanziarie: infatti, la loro varianza non è costante nel tempo ed è autocorrelata, mentre la loro distribuzione si presenta con i connotati delle distribuzioni leptocurtiche.

Abbiamo analizzato, inoltre, un modello *random walk* il quale viene considerato un particolare elemento della classe dei processi autoregressivi non stazionari. Siamo però consapevoli che, nello sviluppo della modellistica, l'assunzione di un comportamento *random walk* viene considerata troppo restrittiva allo scopo di poter generare un'ampia classe di processi interpretativi del comportamento delle serie finanziarie.

Nella specificazione degli indicatori economici da includere come variabili d'informazione si sono considerate serie storiche a differenti cadenze temporali. Le variabili che sono state utilizzate sono caratterizzate da diverse frequenze di osservazione. Infatti sono presenti da un lato i dati di Borsa osservati a cadenza giornaliera e, dall'altro, prezzi, consumi e reddito nazionale rilevati a quella mensile o trimestrale. Si è posto pertanto il problema dell'armonizzazione dei dati rispetto all'intervallo di campionamento.

Tra le possibili soluzioni, quella di mantenere la frequenza di osservazione giornaliera pare in prima istanza auspicabile dal momento che consente di utilizzare il maggior numero di dati. D'altro canto, i rendimenti giornalieri presentano fluttuazioni legate al calendario borsistico non collegabili ai fondamentali. Inoltre, una frequenza di rilevazione giornaliera pone seri dubbi sul contenuto informativo delle variabili reali misurate a cadenza trimestrale o mensile. L'esclusione di

informazioni a frequenze mensili o trimestrali preclude, tuttavia, qualsiasi tentativo di misurare la relazione fra rendimenti e fondamentali reali.

La soluzione diametralmente opposta di aggregazione temporale a frequenze mensili o trimestrali potrebbe costituire una soluzione per superare alcuni dei problemi posti in precedenza. Questa scelta, tuttavia, riduce notevolmente il numero di osservazioni per un dato intervallo storico. Riferirsi ad un periodo storico molto ampio, al fine di ottenere una numerosità campionaria sufficiente ai fini di inferenza, renderebbe, tuttavia, poco realistica l'assunzione di invarianza temporale di quei fattori sociali, demografici ed economici che condizionano le preferenze e l'insieme opportunità.

Abbiamo scelto di riportare le variabili ad una frequenza di campionamento mensile; questa scelta ha permesso di considerare un periodo storico non eccessivamente lungo, per il quale l'ipotesi di costanza temporale del modello pare sostenibile, senza diminuire eccessivamente il numero dei periodi osservati. D'altro canto, tale scelta ha permesso di attenuare le anomalie legate al calendario borsistico presenti, ad esempio, nei dati settimanali e giornalieri.

In questa sede, l'indagine è stata condotta su un orizzonte mensile per il periodo compreso tra il mese di gennaio 1987 ed il mese di dicembre 2000 per un totale di 158 osservazioni campionarie. La scelta appare adeguata sia ai fini di ottenere una numerosità sufficiente per la stima e la verifica della capacità previsiva dei modelli proposti, sia ai fini di contenere l'ampiezza dell'intervallo storico.

2. L'indice Comit

I dati statistici più interessanti e significativi dei mercati azionari, sui quali si basa tradizionalmente un primo giudizio dei mercati stessi, sono costituiti dai numeri indici di Borsa. Gli indici di Borsa sono gli strumenti tecnici con i quali vengono sintetizzati i corsi delle singole azioni quotate in Borsa per valutare le variazioni percentuali.

L'immagine del mercato mobiliare fornita dai vari indici di borsa può dipendere dalle loro metodologie di costruzione. Gli indici di borsa hanno lo stesso compito e significato degli indici globali dei prezzi delle merci (beni o servizi); entrambi misurano in modo sintetico l'evoluzione dei prezzi dei componenti di un paniere sottostante.

Questo lavoro si inserisce in gruppo di lavori che analizzano il comportamento del Comit. Ratti [1992a] analizza l'esistenza e la permanenza nel tempo di "anomalie di calendario"; in Ancona-Esposito [1992] si analizzano in modo approfondito le proprietà statistiche dell'indice Comit; in Ratti [1992b] si indaga il comportamento nel tempo di tre indici di borsa ed in particolare la loro relazione reciproca, al fine di verificarne la bontà in quanto sintesi della *performance* di mercato. Esiste un numero elevato di indici dei prezzi della borsa italiana. I seguenti sono pubblicati giornalmente dal "Sole-24 Ore": Comit (con settorizzazione), MIB corrente e storico (con altra settorizzazione), Bnl (con una terza settorizzazione), MIB continuo, MIB rnc, Sole 24 Ore, Mediobanca, Aletti 25 corrente e storico, Sviluppo ordinarie, risparmio, privilegiate e a bassa capitalizzazione. Esistono inoltre un indice Banca d'Italia non pubblicato giornalmente (vedi per esempio Banfi-Verga [1989]), un indice Bil di 50 azioni e un indice Fideuram (Bottazzi et al. [1992]).

Le metodologie di costruzione di questi indici sono differenti fra loro. Vi sono indici *all-share*, che cioè comprendono tutte le azioni quotate in borsa a Milano nel giorno a cui l'indice si riferisce. Gli altri indici sono invece detti *parziali*; alcuni sono riferiti ad un paniere di azioni dalla lunga tradizione di quotazione e quindi ancorati ad un insieme essenzialmente arbitrario di azioni scelte per motivi storici; altri si riferiscono a titoli scelti a scopi specifici, come nel caso degli indici delle categorie di azioni (rnc, risparmio, privilegiate, ecc.) o nel caso delle *blue chip* (Aletti 25). L'indice Comit, considerato in questa analisi, ha la peculiarità di essere un indice *all-share* di capitalizzazione (vedi per esempio Banfi-Verga [1989]; Mondani [1990]; Comit [1992b] e Bottazzi et al. [1992]). La rappresentatività dell'indice globale è totale rimanendo esclusi dal comparto azionario solamente premi e *warrant*. Inoltre la sua base (eguagliata a 100) è costituita dalle

capitalizzazioni a prezzi medi di compenso 1972 di tutti i titoli quotati il 31 dicembre 1972. Le variazioni dell'indice, in assenza di aumenti di capitale a pagamento, ingressi o cancellazioni di titoli, sono calcolate moltiplicando per 100 il rapporto tra la capitalizzazione di borsa giornaliera e quella di base. Le caratteristiche di *all-sharing* e di una lunga quotazione rendono l'indice Comit un naturale candidato a fungere da indice di riferimento sia per scopi puramente informativi sia per l'analisi del rischio dei singoli titoli.

3. Le variabili in esame

Una parte fondamentale del lavoro svolto consiste nella definizione delle categorie di indicatori economici e finanziari (C. Harvey [1999]) che possono fornire una interpretazione economica dell'andamento dell'indice Comit. Seguendo gli orientamenti presenti in letteratura, (Chen [1983], Fama e French [1995a], Alleati Gottardo Murgia [1995], Bagliano e Beltratti [1997], Connor [1995], Parigi e Schlitzer [1996]), si è cercato di catturare la maggior parte degli elementi costitutivi del sistema e del ciclo economico italiano con particolare attenzione anche all'aspetto di integrazione internazionale (Priestley [1996], Asprem [1989], Caruso [1997]). Nella presentazione dell'insieme degli indicatori, si è ritenuto opportuno utilizzare lo schema classificatorio proposto da C. Harvey [1999]. Ciascuna delle categorie presenta una relazione con il modello economico che si vuole specificare. Esse non sono mutuamente esclusive e possono presentare un elevato grado di correlazione.

All'interno di ciascuna categoria, si è proceduto alla scelta delle variabili di interesse da includere nel modello di regressione. Sono stati considerati gli indicatori a frequenza mensile per i quali sia disponibile un aggiornamento dei dati il più rapido possibile (*OECD*; fattori *BARRA*).

Inoltre, si tratta di variabili che i gestori di portafogli e gli analisti finanziari conoscono in modo approfondito sia nel loro significato, sia nel loro comportamento economico. L'aggregazione dei dati a livello di mercato azionario è un servizio di consulenza offerto da Compagnie quali ad esempio *BARRA*, *Moody's*, *Salomon Brother*, *Standard & Poors*, etc. Per il mercato europeo che accoglie 15 paesi, i dati provengono dalla società *Morgan Stanley Capital International*. Purtroppo, alcune delle variabili di macromercato del tipo utilizzato nel mercato statunitense, i cosiddetti fattori *BARRA*, non sono disponibili. Vale comunque la pena di presentare brevemente i fattori *BARRA*, il cui metodo di aggregazione è coperto da *Copyright*. Infatti, qualora venissero resi disponibili, presso le compagnie finanziarie, fattori simili a quelli *BARRA*, il presente lavoro, che utilizza soltanto uno dei fattori di macromercato, sarebbe suscettibile di ulteriori ed interessanti estensioni. Per maggior precisione, va detto che i fattori della *BARRA Inc.* sono disponibili per tutti i paesi europei, ma non sono disponibili per l'Europa Unita. Inoltre, i fattori indicati per un paese non esauriscono tutte le variabili di macromercato, ma sono solo quelli che derivano dal modello *BARRA*, cioè da quel modello che secondo gli studi *BARRA*, meglio spiega l'andamento dei prezzi del mercato azionario di quel paese. Per la complessa ed ampia realtà azionaria americana il primo fattore *BARRA* è la variabilità nel mercato (*Variability in Market*) che predice la reattività del mercato sulla base del comportamento dei titoli (e delle loro opzioni) nel mercato dei capitali. La stima è fatta separatamente per titoli per i quali sono disponibili contratti di opzione e per i titoli senza tali contratti. La variabile *Success* misura il successo dell'azienda nell'ultimo anno e negli ultimi 5 anni, considerando sia la crescita degli utili che il comportamento dei prezzi nel mercato e considerando negativa una alta frequenza di tagli negli utili. Il terzo fattore è detto *Trading Activity* il quale misura il livello di circolazione delle azioni nel mercato azionario, o meglio, la "popolarità" presso gli investitori istituzionali delle aziende quotate. La variabile *Growth* indica la propensione di un'azienda alla crescita degli utili per azione. La variabile rapporto utili/prezzo (*Earnings to Price*) indica la relazione tra gli utili aziendali e la valutazione di mercato. Viene utilizzato questo rapporto e non il suo reciproco dal momento che risulta più stabile quando gli utili sono negativi o prossimi a zero. Il fattore *Book to Price* si ottiene dal rapporto tra valore contabile, o valore al libro, e capitalizzazione di mercato. Il fattore *Financial Leverage* riassume la struttura finanziaria delle aziende; esso è riferito solo al settore industriale ed esclude i settori finanziario e delle *utilities*. Un

altro importante fattore è il *Foreign Income* che riflette la percentuale di reddito proveniente dall'estero rispetto al reddito totale. Misura anche la sensibilità al tasso di cambio. La variabile *Earnings Variation* misura la variabilità storica degli utili e dei flussi di cassa delle aziende. Il fattore *Labor Intensity* misura l'importanza del lavoro rispetto al capitale nell'attività delle aziende. Un alto valore di questo indice significa un alto rapporto tra spese del lavoro e costo del capitale. La variabile *Yield* prevede il livello di dividendi del prossimo anno sulla base dei dividendi correnti e degli anni precedenti. Infine la variabile *Locap* cattura gli effetti della bassa capitalizzazione consentendo alle imprese che non appartengono all'universo ad alta capitalizzazione di entrare nel modello con un aggiustamento sul livello medio di utili previsti.

La scelta di tali variabili nel presente lavoro avviene sulla base dei criteri suggeriti dall'*OECD*. Il primo di questi è il requisito di *pertinenza* della serie utilizzata come indicatore. Questo significa che, affinché la serie possa essere ritenuta un indicatore, deve sussistere una condizione di *verosimiglianza economica*, che consenta cioè di attribuire una motivazione economica all'anticipo osservato.

E' richiesta l'*estensione della copertura*, cioè le serie utilizzate devono essere preferibilmente quelle più rappresentative dell'attività economica considerata. Per quanto riguarda il *comportamento ciclico* delle serie, è richiesta la lunghezza ed omogeneità dell'anticipo dell'indicatore in rapporto al ciclo economico di riferimento, valutate al punto di ritorno. Inoltre vi deve essere *conformità ciclica* tra l'indicatore e la serie di riferimento. Se c'è una forte correlazione tra queste due ultime variabili è possibile, non solo stabilire il punto di ritorno, ma anche l'evoluzione futura della variabile di riferimento. Altre caratteristiche importanti dell'indicatore sono l'*assenza di cicli in più o in meno* rispetto alla variabile di riferimento ed il *grado di disturbo* presente nella serie. Nella scelta dei *leading indicator* non si possono trascurare una serie di *criteri pratici*, come la *frequenza* con cui vengono pubblicati i dati sugli indicatori ed ancora l'*assenza di eccessive revisioni* delle serie, la puntualità nella pubblicazione degli aggiornamenti della serie e la *disponibilità* di una lunga serie cronologica di dati senza discontinuità. Vengono ora indicati gli insiemi di variabili analizzate.

3.1 *Inflazione*

Ritenendo che le aspettative di inflazione siano più significative della inflazione passata nell'ambito di un modello di previsione, abbiamo ricercato delle variabili che incorporino, nei livelli o nei tassi di crescita, tale informazione:

Indice italiano dei prezzi al consumo (tasso di crescita);
Indice dei prezzi delle materie prime aventi commercio internazionale (incluso petrolio) (tasso di crescita);
Indice dei prezzi al consumo statunitensi (tasso di crescita);
Prezzo del petrolio (inflazione attesa) (tasso di crescita);
Offerta di moneta M3 Euro (tasso di crescita);
Offerta di moneta M1 ed M2 Italia (tasso di crescita);
Offerta di moneta M2 inglese (tasso di crescita);
Offerta di moneta M1 ed M2 tedesca (tasso di crescita).

3.2 *Tassi di Interesse*

Secondo la teoria finanziaria, si può esprimere il prezzo di ciascun titolo azionario come la somma del valore attuale dei flussi di cassa futuri attesi a cui il possesso del titolo dà diritto. Questo comporta che i tassi di interesse, nelle loro diverse scadenze (struttura a termine) e configurazioni (domestici ed internazionali, titoli privati e titoli pubblici), possono condizionare l'andamento dei corsi azionari. Il tasso di interesse rappresenta, inoltre, il rendimento di un impiego finanziario alternativo a quello azionario e con un diverso grado di rischio. Si genera quindi un effetto di sostituzione tra mercato azionario, monetario e obbligazionario che si riflette in una correlazione negativa tra il prezzo del titolo azionario ed i tassi di interesse.

Per quanto riguarda la struttura a termine dei tassi di interesse (*Yield Curve*), è importante considerare gli effetti che essa produce sui rendimenti del mercato azionario nell'esperienza del mercato statunitense. Secondo Harvey [1989] l'inclinazione della curva dei rendimenti a termine è una accurata previsione sul futuro andamento dell'economia. La curva dei rendimenti può assumere tre inclinazioni: una positiva (*steep*), una negativa (*inverted*) ed una piatta (*flat*). La curva è inclinata negativamente quando aumentano i tassi a breve termine utilizzati in una politica monetaria anti-inflazionistica, oppure quando vi sono aspettative negative sulla crescita economica futura. Una curva a termine inclinata positivamente, invece, è segnale di una economia in ripresa. Questa struttura a termine può essere indotta da una politica monetaria espansiva (riduzione dei tassi di interesse), oppure da aspettative positive degli investitori. Sull'argomento si è sviluppata una vastissima letteratura. Un contributo pionieristico è quello di Kessel [1965]. Tra i contributi più recenti vanno segnalati Estrella e Hardouvelis [1991]. L'intuizione più semplice dietro la relazione tra la *yield curve* e l'attività reale può essere sintetizzata come segue. Nel tentativo di distribuire intertemporalmente e in modo efficiente i propri flussi di reddito (e di conseguenza il consumo), gli operatori tenderanno a detenere titoli che assicurano il pagamento degli interessi nei periodi in cui ci si attendono bassi redditi da lavoro, ovvero nelle fasi di rallentamento dell'attività economica. Pertanto, quando gli operatori si aspettano una recessione per il futuro, dovrebbe registrarsi una ricomposizione del portafoglio dai titoli a breve a quelli a più lungo termine con un conseguente appiattimento della curva del differenziale. Nel caso ci si attenda per il futuro una ripresa, dovrebbe verificarsi il fenomeno contrario. In sintesi, lo *spread* dovrebbe tendere a restringersi in prossimità dei picchi e ad ampliarsi in prossimità dei cavi.

Per rappresentare le diverse tipologie e scadenze dei tassi di interesse, abbiamo considerato nell'analisi i seguenti indicatori:

Tasso di interesse a 3 mesi su Eurodepositi (differenza);
Tasso di interesse a 5 anni, italiano (differenza);
Tasso di interesse a 10 anni, italiano (differenza);
Inclinazione della Yield Curve italiana (differenza);
Federal Funds a 3 mesi (differenza);
Tasso di sconto della Banca Centrale Europea (differenza);
Tasso di interesse a 3 mesi sui depositi in eurodollari (differenza);
Tasso di interesse a 10 anni, statunitense (differenza);
Inclinazione della Yield Curve statunitense (differenza).

3.3 *Tassi di cambio*

Le fluttuazioni della divisa del paese nei confronti di un paniere significativo di altre divise, indicano con buona efficacia il livello di fiducia riposto dalla comunità finanziaria internazionale nei confronti del paese interessato. A rigore, queste valutazioni debbono essere condotte nei confronti di una pluralità di divise; in altri casi, come nel caso della lira, l'osservazione del suo comportamento, nei confronti del marco tedesco o del dollaro, fungono da semplici indicatori già di per sé particolarmente sensibili ed efficaci.

L'apprezzamento della divisa domestica è sintomo di garanzia per potenziali investitori esteri sui mercati finanziari domestici, siano essi azionari che obbligazionari, e quindi questa situazione può favorire una domanda estera di valuta sul mercato; per altro verso, questi investitori esteri sono i primi ad uscire dai mercati alle prime avvisaglie di indebolimento del cambio. Questa riflessione conferma in parte il principio che vede il mercato valutario e azionario muoversi nella stessa direzione.

Più in generale, si può dire che il livello assoluto della divisa domestica o, meglio ancora, la sua variazione è correttamente interpretabile come misurazione del *Sentiment* che l'insieme degli operatori professionali ha nei confronti dei mercati finanziari di un certo paese.

Rimanendo, tuttavia, ancora in tema di rapporti tra mercato valutario e mercato azionario, si può dire che l'effetto valutario che una significativa variazione del livello del cambio riverbera con maggiore efficacia sul mercato azionario è dovuto alle fasi di pronunciate svalutazioni o rivalutazioni della divisa domestica rispetto alle altre divise. In caso di svalutazione della divisa domestica, il mercato azionario risponde positivamente; in caso di repentino incremento, esso risponde negativamente. Le ragioni che spiegano queste reazioni dei mercati azionari alle variazioni repentine del valore della divisa domestica sono abbastanza logiche e si basano sull'assunto che una svalutazione, di norma, porta maggiori vantaggi alle imprese esportatrici rispetto ai danni che subiscono le imprese importatrici. Sono, quindi, proprio le imprese esportatrici a registrare i primi movimenti sui prezzi, nell'assunto che esse beneficino della svalutazione. In tempi successivi, si muovono i settori anticiclici e, quindi, tutta la borsa segue il trend rialzista.

Per quanto concerne il ruolo specifico del dollaro per la nostra economia, il deprezzamento della lira sulla valuta statunitense ha influenzato il nostro paese in tema di approvvigionamento di materie prime energetiche e non, a causa della forte dipendenza dall'estero. Il comportamento del dollaro ha sempre condizionato i nostri mercati di esportazione, sia per quanto riguarda la tipicità della gamma di beni offerti che dei mercati di vendita. E' opportuno evidenziare che, nelle fasi in cui si è avuto un maggior deprezzamento della lira, sono venuti a crearsi i presupposti per le condizioni favorevoli e ottimali per le esportazioni italiane, il tutto però nel contesto di un modello di specializzazione italiano con le sue peculiarità.

Le variabili che incorporano le informazioni sulle condizioni di scambio internazionale sono le seguenti:

Tasso di cambio nominale effettivo Italia vs. 14 paesi partner (crescita);
Tasso di cambio reale effettivo Italia vs. 14 paesi partner (crescita);
Tasso di cambio reale Lit vs. US \$ (crescita).

3.4 Ciclo produttivo

Per la ricerca degli indicatori mensili del ciclo dell'economia italiana, utili non solo a rappresentare l'evoluzione del momento, ma anche diretti a prevederne l'andamento a breve termine ed, in particolare, le inversioni di tendenza, la scelta per l'economia italiana prende le mosse dalla nozione (introdotta nel dopoguerra dal *National Bureau of Economic Research (NBER)* e ancora ampiamente condivisa dalla letteratura) del ciclo economico aggregato quale "fattore comune" alla base delle fluttuazioni di un insieme di indicatori sufficientemente rappresentativi delle principali variabili macroeconomiche. In quanto tale, il ciclo economico non è osservabile direttamente, ma emerge quale caratteristica che accomuna le fluttuazioni di un insieme di indicatori sufficientemente rappresentativi dell'attività economica. In pratica, per la verifica dell'effettiva esistenza di un movimento comune e per la selezione del gruppo di variabili più rappresentativo di tale movimento, si procede come segue. Si identifica un numero limitato di "serie di riferimento" che si ritiene ragionevole ipotizzare abbiano un andamento fortemente correlato con quello del ciclo aggregato e si cercano, quindi, tra tutti gli indicatori disponibili, quelli che, a un tempo, presentano fluttuazioni comuni con quelle delle serie di riferimento, sono rilevati con elevata frequenza e risultano (considerati nel loro complesso) sufficientemente rappresentativi dell'insieme dell'attività economica.

Al fine di esaminare la dinamica congiunturale, le serie storiche più comunemente utilizzate sono costituite dall'indice della produzione industriale e dalle vendite al dettaglio, disponibili con frequenza mensile e rilevate con un ritardo molto limitato rispetto al tempo reale.

Tali indici costituiscono gli indicatori fondamentali della congiuntura, consentendo di cogliere l'evoluzione economica globale: la loro dinamica, da un lato, influenza le valutazioni soggettive sull'evoluzione economica futura e, dall'altro, costituisce una rappresentazione attendibile del processo di crescita reale complessiva del sistema economico. Inoltre, l'obiettivo della scelta della variabile "ordini di beni durevoli" è fornire le informazioni sulla realizzazione dei piani di

investimento più tempestive e con una frequenza più elevata rispetto agli aggregati trimestrali di contabilità nazionale.

A tal proposito, va rilevata l'importanza degli investimenti delle imprese e dei consumi durevoli delle famiglie. Su tali acquisti pesa significativamente la percezione dell'andamento dell'economia. E' il tipico caso in cui l'economia è influenzata dalle aspettative sull'evolversi della stessa. La formidabile crescita dell'economia americana, negli ultimi cinque anni, è in buona parte attribuibile alla forza degli investimenti e dei consumi di beni durevoli. Questi ultimi, in particolare, presentano un'importanza rilevante poiché il loro andamento è altalenante. Ciò che distingue principalmente l'acquisto di beni durevoli da quello di beni non durevoli è la possibilità di posporre l'acquisto dei primi e la necessità di effettuare l'acquisto sempre per i secondi. Tali differenti caratteristiche delle due tipologie di prodotto rendono i beni durevoli più dipendenti dall'andamento dell'economia rispetto ai beni non durevoli. Per i beni durevoli, inoltre, esiste una specifica relazione tra la vita media ed il ciclo economico. Più in dettaglio, quando il ciclo economico è particolarmente positivo, la durata media dei beni durevoli diminuisce. In sostanza, le favorevoli condizioni economiche fanno sì che un bene durevole venga cambiato più frequentemente di quanto non avvenga durante un periodo di congiuntura economica meno favorevole. Questo indipendentemente dalla durata "tecnica" del bene.

Nel confrontare l'andamento degli aggregati trimestrali di contabilità nazionale con quello degli indicatori proposti nel presente lavoro, emerge una sostanziale uniformità nel profilo ciclico e tendenziale delle variabili, il che induce a raccomandare l'utilizzo di tale informazione nell'analisi congiunturale. Vengono ora elencate le variabili prese in considerazione.

Produzione industriale italiana (tasso di crescita);
Vendite al dettaglio italiane (tasso di crescita);
Ordini di beni durevoli italiani (tasso di crescita);
Indice del costo del lavoro per unità di prodotto (tasso di crescita);
Produzione industriale tedesca (tasso di crescita);
Indice di produttività tedesca (tasso di crescita);
Vendite al dettaglio tedesche (tasso di crescita);
Produzione industriale inglese (tasso di crescita);
Vendite al dettaglio inglesi (tasso di crescita).

3.5 Default Risk

Il prezzo di un'attività finanziaria risulta influenzato non solo dalle aspettative degli operatori finanziari sulle future condizioni delle società quotate, ma anche dalle attese sugli scenari dell'economia futura che determinano i tassi a cui i flussi attesi vengono attualizzati.

La teoria finanziaria assume che il tasso di capitalizzazione dei flussi azionari attesi coincida con la somma di due componenti: il tasso prevalente sul mercato dei titoli di stato a media/lunga scadenza ed il premio per il rischio intrinseco alla natura del titolo azionario. Vi sono, pertanto, due elementi che, interagendo tra loro, e, a parità di aspettative sui dividendi, influenzano i corsi azionari: le variazioni del premio per il rischio ed i tassi d'interesse a medio e a lungo termine. L'andamento dei corsi azionari, qualora le aspettative sui dividendi ed il premio per il rischio non varino, è quindi inversamente correlato con quello dei tassi a medio e a lungo termine. Ma, anche a parità di attese sui dividendi, corsi e tassi non si muovono necessariamente in senso inverso. Se vengono a determinarsi le condizioni per un riaggiustamento di portafoglio (qualora gli investitori percepiscano una variazione del rischio nell'investimento azionario rispetto a quello obbligazionario) sono i corsi azionari e quelli obbligazionari a muoversi inversamente e quindi corsi azionari e tassi d'interesse risultano positivamente correlati, per effetto della variazione del premio per il rischio. Tale premio può essere influenzato da diversi fattori, tra cui il diffondersi tra gli operatori di comportamenti di "bolla speculativa".

Nasce, a questo punto, il problema di rappresentare in un modello la variabile “*premio per il rischio*”, anche poiché le più importanti variabili suggerite dalla letteratura sono proprio quelle che si pensa che abbiano effetto, direttamente o indirettamente, proprio sul premio per il rischio. Secondo parte della letteratura (si veda per esempio Rozeff [1984]), il rapporto tra dividendi e prezzo può essere considerato, sotto certe condizioni, una *proxy* del premio per il rischio. Un’interpretazione alternativa del *dividend yield* come “*indicatore di fondamentale*” è dovuta a Cutler - Poterba - Summers [1988]. In base a tale interpretazione, i prezzi azionari possono divergere dai “*fondamentali*” anche per un sostenuto periodo di tempo, ma prima o poi torneranno al loro valore intrinseco. Quindi, quando i corsi tenderanno ad essere eccessivamente bassi, il *dividend yield* sarà alto e segnalerà che rendimenti più elevati sono da attendersi per il futuro.

Anche Fama e French [1988] non accettano l’idea secondo la quale il rapporto tra dividendi e prezzo sarebbe un’approssimazione del premio per il rischio. Secondo questi autori, la propensione al risparmio varia prociclicamente, cosicché il tasso sul rendimento richiesto sui titoli dovrebbe variare controciclicamente per fare in modo che il sistema resti in equilibrio. Essi suggeriscono, quindi, misure del tasso d’interesse che seguono un andamento correlato con il ciclo economico, ed in modo particolare:

- a) *default premium*, ossia la differenza tra il rendimento di obbligazioni industriali *corporate bonds* a lungo termine a basso *rating* e “*tripla A*”;
- b) *term premium*, cioè la differenza tra i rendimenti di titoli obbligazionari a breve e a lungo termine.

Nel caso italiano, inoltre, è piuttosto difficile definire l’equivalente di queste serie storiche, a causa di una vera limitata rilevanza per il mercato dei titoli emessi da tutte quelle società soggette al rischio di insolvenza. E’ possibile, tuttavia, calcolare un’approssimazione basata sulla differenza tra i rendimenti dei titoli di stato a lungo termine ed il tasso di prestito bancario a breve scadenza.

3.6 Indicatori di microstruttura del mercato azionario e del risparmio gestito;

La ricerca di migliori impieghi sia sotto il profilo rischio-rendimento che dell’aspetto del grado di liquidità, conseguenti alla liberalizzazione dei movimenti di capitale, hanno incentivato la competizione tra i mercati, i quali, in particolare quelli europei, hanno avviato nel corso degli anni ’90 una serie di innovazioni di prodotto e di processo, sia nelle strutture adibite che negli operatori, nel tentativo di attrarre il maggior numero di investitori: l’impegno è stato rivolto soprattutto alla trasformazione tecnologica dei sistemi di contrattazione, dando luogo ad una certa omogeneizzazione dei modelli di microstruttura.

La competizione tra le piazze finanziarie, stimolata dallo sviluppo tecnologico, dalla liberalizzazione dei mercati e dalla globalizzazione degli investimenti, ha investito più settori: dall’organizzazione tecnica dei mercati all’ampia gamma di prodotti finanziari offerti, dalla nuova figura di intermediari alle nuove disposizioni regolamentari nazionali. I rapidi cambiamenti che hanno contraddistinto l’evoluzione dei mercati finanziari nei principali paesi hanno inciso sulla struttura della *Securities Industry* in Italia, con riferimento soprattutto al ruolo e alle funzioni degli intermediari mobiliari. L’affermazione di una accentuata cultura finanziaria tra il pubblico, accompagnata dai processi evolutivi del mercato finanziario in atto, ha originato uno spostamento delle risorse finanziarie verso soggetti dediti all’attività d’intermediazione mobiliare: questo ci ha spinto ad analizzare come fattore di liquidità l’effetto della domanda di attività finanziarie da parte dei fondi comuni d’investimento.

Inoltre, basti pensare all’abnorme crescita nei flussi finanziari internazionali che è determinata, non solo dal dispiegarsi di processi di aggiustamento nei portafogli, ma anche dall’impiego di prodotti finanziari derivati i quali hanno consentito di separare e distribuire tra soggetti diversi i rischi connessi con l’investimento internazionale (Garber [1998]). Si è così costituito un ampio *stock* di fondi, gestito da investitori internazionali e prontamente mobilizzabile tra impieghi denominati in valute diverse. L’accresciuta sostituibilità delle valute nei portafogli degli investitori ha indotto una

maggior erraticità dei tassi di cambio in risposta a mutamenti anche piccoli nei fondamentali sottostanti.

*Capitalizzazione del mercato azionario italiano in rapporto al P.I.L. (crescita);
Volumi di scambio espressi in valori (tasso di crescita);
Initial Public Offers italiane (IPO's);
Volatilità del mercato azionario italiano;
Volatilità del mercato azionario europeo: tedesco, inglese, spagnolo, francese;
Volatilità del mercato azionario internazionale: statunitense, mercati emergenti;
Patrimonio netto gestito dai fondi comuni italiani: raccolta netta fondi azionari e cash inflows (tasso di crescita).*

3.7 Indicatori fondamentali

Le variabili di macromercato nascono come variabili microeconomiche, le quali riguardano il mercato azionario ed i singoli titoli che lo compongono, e spesso sono tratte dalla dimensione aziendale come il *Return on Equity*, il *Return on Assets*, le Vendite (*Sales*), l'indebitamento finanziario (o *Leverage*); altre, invece, nascono dalle caratteristiche specifiche del titolo come, a titolo di esempio, il beta, la varianza del rendimento, la capitalizzazione di mercato, ecc.

Queste variabili assumono rilevanza, non solo per il singolo titolo, bensì per l'intero mercato azionario, o addirittura per l'intera economia, dopo che un processo di aggregazione le ha rese simili a variabili macroeconomiche. Nonostante la loro natura ibrida, queste variabili compaiono in molte analisi empiriche e sono utilizzate nei processi di scelta allocativa, poiché sono in grado di catturare dei particolari cicli economici persistenti legati al mercato finanziario e, in particolare, a quello azionario, che non verrebbero altrimenti spiegati. Inoltre, si tratta di variabili che i gestori di portafogli conoscono in modo approfondito sia nel loro significato e sia nel loro comportamento economico.

*Price to Earnings mercato italiano (differenza);
Price to Book Value mercato italiano (differenza);
Dividend Yield mercato italiano (differenza);
Dividend Yield/Tasso a 5 anni mercato italiano (differenza);
Profitti attesi delle imprese italiane (aventi più di 500 addetti; crescita);
Price to Earnings mercato europeo (differenza);
Price to Earnings mercato statunitense, mercati emergenti (differenza);
Dividend Yield mercato statunitense, mercati emergenti (differenza).*

3.8 Grado di apertura

L'apertura finanziaria di un Paese esprime il grado di accesso degli investitori residenti (non residenti) ai mercati finanziari esteri (nazionali), come evidenziato da indicatori diversi: il volume complessivo delle transazioni o delle attività e passività finanziarie con l'estero (in rapporto al P.I.L. o a qualche altra variabile di scala). Idealmente, questa misura dovrebbe basarsi sui flussi finanziari lordi (investimenti + disinvestimenti) e non quelli netti; la quota di attività o passività finanziarie sull'estero su quelle complessive di un determinato gruppo di operatori residenti (il complesso dei residenti, i residenti diversi dalle banche e dalla banca centrale, il settore privato non bancario). Sfortunatamente, queste informazioni sono disponibili solo per l'Italia e, dunque, il confronto internazionale si deve basare solo sui flussi netti.

Il concetto di *integrazione* finanziaria è invece più sottile e coincide solo in parte con quello di apertura. Esso esprime il grado di interdipendenza che lega economie diverse, attraverso i meccanismi con cui i "fondamentali" della teoria esercitano i loro effetti attesi. La metrica dell'integrazione non può dunque prescindere da un *benchmark* teorico di riferimento. Una misura tipica di integrazione finanziaria si incentra sul postulato della uniformità dei prezzi e, quindi, sulla

convergenza nei rendimenti di attività comparabili aggiustati per le aspettative di svalutazione del cambio (nel caso in cui esse siano denominate in valute diverse). Come è noto, la verifica empirica della parità dei tassi d'interesse viene ostacolata dalla presenza di differenti rischi politici, di cambio e di interesse, da controlli amministrativi e da strutture finanziarie eterogenee. La letteratura ha scomposto i differenziali d'interesse in più elementi (*covered interest parity, CIP; uncovered interest parity, UIP; real interest parity, RIP*) e ha cercato di verificare la sussistenza di condizioni più deboli (comovimenti, cointegrazione e *Granger-causality*).

Un ulteriore filone di indagine ha considerato la relazione tra risparmio e investimento nazionali. Poiché la differenza *ex post* tra queste due grandezze è contabilmente pari alla variazione della posizione netta all'estero al netto degli aggiustamenti di cambio e di valutazione (ossia al saldo delle partite correnti), la mobilità internazionale dei capitali consente di "allentare" la correlazione risparmi-investimenti in presenza di un eventuale disavanzo corrente, ovvero di finanziare lo squilibrio con afflussi di capitali dall'estero. Per una rassegna di questa letteratura si veda Pozzolo [1997].

In questo paragrafo, si astrae dalle difficoltà empiriche legate all'analisi dell'integrazione e si prendono in esame le due misure di apertura internazionale prima citate, basandosi sui dati "ufficiali" a disposizione. I due indicatori non sono indipendenti e possono essere influenzati dall'ampiezza relativa del mercato finanziario nazionale: a parità di reddito e in assenza di vincoli ai movimenti di capitale, paesi con mercati finanziari di piccole dimensioni tenderanno a presentare un grado di apertura "in uscita" più elevato; parallelamente, il grado di apertura "in entrata" tenderà a risultare più basso.

*Capitalizzazione di mercato/Prodotto interno lordo (tasso di crescita);
Esportazioni-Importazioni/Prodotto interno lordo (tasso di crescita).*

3.9 Momentum

Per un investitore, la più importante informazione, ai fini di una previsione economica, riguarda la crescita o la riduzione della profittabilità degli investimenti in una economia. La scarsità o l'abbondanza di crescita degli utili (*Earnings Growth*) rappresentano quei fattori che più influenzano la performance dei titoli azionari nei diversi segmenti di mercato.

Per questo motivo, si può affermare che la crescita degli utili è quel bene economico, il quale viene negoziato nel mercato azionario e, ancora, che il suo valore muta in relazione alla quantità di bene disponibile nel mercato stesso: gli investitori pagheranno alti prezzi per le azioni *Growth* quando c'è un periodo di recessione per la profittabilità degli investimenti; mentre pagheranno prezzi bassi per le azioni *Growth* qualora si verifica una espansione nella crescita degli utili.

Al fine di individuare il momento esatto in cui entrare ed uscire dal segmento di mercato, grande importanza assumono, a questo proposito, le attese sull'andamento dell'*Earnings Growth*. Esiste un ciclo di vita delle aspettative sugli *Earnings* che si differenzia dal ciclo economico vero e proprio degli *Earnings* e per la cui descrizione si rinvia a R. Bernstein [1995].

E' opportuno definire in modo puntuale la grandezza di riferimento utilizzata per valutare l'abbondanza e la scarsità del bene economico "*Earnings Growth*". La più nota grandezza di riferimento diffusa tra gli operatori finanziari è denominata "*Earnings Momentum*" ed è definita come il tasso di crescita, anno su anno, degli utili per azione (*Earnings per Share, EPS*) dei titoli inclusi nel *benchmark* di mercato (*MSCI index* per il mercato europeo).

$$EG_t = \frac{\Delta_{(12)} EPS_t}{EPS_{t-12}} = \frac{EPS_t - EPS_{t-12}}{EPS_{t-12}} \quad \text{con } t = 1, 2, \dots, T$$

EG_t : *Earnings Momentum* nel mese t-esimo;

EPS_t : Indice *Earnings MSCI* per l'Europa, esprime a livello aggregato la quantità di utili prodotta dalle aziende.

In questo modo, si rileva la quantità di utili presente nel mercato, ma è molto probabile che gli operatori reagiscano, non solo alla crescita degli utili, ma anche ad ogni variazione marginale nel loro tasso di crescita. Si è ritenuto opportuno, quindi, utilizzare, come variabile esplicativa dell'andamento di breve periodo dei rendimenti del mercato azionario italiano, la differenza prima (operatore Δ) dell'indice *EG* (*Earnings Growth*) quiivi definita:

$$\Delta EG_t = EG_t - EG_{t-1}$$

In alternativa a questa variabile, è possibile utilizzare la differenza seconda degli *Earnings per Share*:

$\Delta EG_t = \Delta^2 EPS_t = \Delta(\Delta EPS_t)$. *Earnings Momentum MSCI per l'Europa (tasso di crescita anno su anno)*.

3.10 *Sentiment*

Come fattori di crescita economica, sono state prese in considerazione le variabili che la letteratura recente pone tra quelle che vengono definite *leading indicators*, ovvero variabili anticipatrici del ciclo economico.

Esse svolgono un ruolo importante sia nella misurazione sia nella previsione delle fluttuazioni cicliche dell'attività produttiva (aspetto peculiare dell'analisi della congiuntura) dal momento che, combinando una pluralità di informazioni relative all'evoluzione congiunturale, consentono di descrivere in modo sintetico l'andamento del ciclo e di coglierne i segnali di inversione con un certo anticipo.

L'impiego di indicatori anticipatori, ai fini della valutazione dello stato della congiuntura e della previsione dei punti di svolta del ciclo economico, è oramai una pratica consolidata nei paesi industriali (si veda Klein e Moore [1983]; Lahiri e Moore [1991]). Originariamente sviluppato presso l'*NBER* degli Stati Uniti, tale approccio si fonda sull'esame congiunto di indicatori elementari tempestivi dell'attività economica, così come su indicatori compositi, coincidenti o anticipatori, intesi come misure sintetiche del ciclo economico aggregato.

Un ruolo di primo piano è ricoperto dagli indicatori ricavati dai sondaggi effettuati presso famiglie ed imprese, i quali consentono di rilevare direttamente le aspettative ed i piani di spesa dei principali attori del sistema economico. Naturalmente, i risultati che si raggiungono dalle indagini svolte si presentano in forma puramente "qualitativa". Tuttavia, si sono oramai ampiamente diffuse procedure statistiche atte appunto a "quantificare" tale informazione, dal comune saldo (*net balance*) tra risposte positive e negative alla più sofisticata procedura di Carlson e Parkin [1976]. La possibilità di ricavare dalle indagini misure sintetiche dello stato di pessimismo/ottimismo degli operatori economici è un ulteriore elemento per migliorare alcune delle equazioni comportamentali poste a base di un modello: un esempio classico è quello della funzione del consumo.

Indice di fiducia delle imprese (sulla vendita di prodotti finiti; sugli ordini di beni durevoli, sulle prospettive di crescita della produzione industriale a 3 mesi, sulla situazione generale dell'economia) (differenza);

Indice di fiducia dei consumatori (sul risparmio corrente, sul risparmio a 12 mesi, sulla situazione generale dell'economia, sullo stato di disoccupazione nei successivi 12 mesi) (differenza).

4. Analisi di correlazione parziale

Le serie che verranno di seguito analizzate sono state preselezionate sulla base della loro effettiva disponibilità, significatività economica e, inoltre, sulla base di alcune caratteristiche fondamentali ai fini dell'analisi congiunturale, quali la tempestività, l'attendibilità statistica e la frequenza di rilevazione, quest'ultima necessariamente mensile.

Per quanto concerne la valutazione dei singoli indicatori, in letteratura si sono seguiti due approcci. Il primo, più vicino allo stile *NBER*, tende a valutare gli indicatori fondamentalmente sulla base

della loro capacità di anticipare i punti di svolta ciclici (ad esempio Alexander [1958], Stekler [1962a e 1962], Vaccaro e Zarnowitz [1978], Hymans [1973], Neftci [1982], Zarnowitz e Moore [1982] e Diebold e Rudebusch [1988 e 1989]). Il secondo, invece, considera gli indicatori utili per fornire stime puntuali del rendimento dell'indice di Borsa oggetto di studio, ed è quindi tipicamente econometrico (oltre ai contributi di Stock e Watson [1992], Eugeni, Evans e Strongin [1992]). Qui si sono seguiti entrambi i criteri di valutazione.

Su ogni singolo indicatore considerato si è innanzitutto condotta un'analisi mirata a valutarne sia la conformità che la cadenza rispetto alla serie dei rendimenti dell'indice Comit. L'analisi è stata basata, oltre che su un'indagine grafica dell'andamento complessivo ed, in particolare, dei punti di svolta, sull'analisi di correlazione parziale con il rendimento dell'indice di Borsa a vari ritardi temporali (da -6 mesi lead a + 6 mesi lag).

Gli indicatori che hanno fornito i migliori risultati in questa prima fase sono stati quindi sottoposti ad una batteria di test econometrici, mirati a valutarne il contenuto informativo "aggiuntivo", sia rispetto a quello già presente nell'indice di Borsa di riferimento che a quello contenuto negli altri indicatori. Con un primo test abbiamo effettuato un confronto di performance tra il modello autoregressivo puro (AR):

$$(a) R_t = a_0 + A(L) \cdot R_{t-1} + u_t$$

ed uno con leading indicator (AR-LI):

$$(b) R_t = a'_0 + A'(L) \cdot R_{t-1} + B(L) \cdot LI_{t-1} + u'_t$$

dove R_{t-j} e LI_{t-j} denotano rispettivamente il rendimento dell'indice di Borsa e l'indicatore candidato anticipatore, mentre $A(L)$, $A'(L)$ e $B(L)$ sono dei polinomi contenenti sei termini nell'operatore di ritardo. Il contenuto informativo aggiuntivo è stato valutato sia "nel campione" che "fuori del campione". Nel primo caso, stimando le due relazioni per un periodo piuttosto esteso, si è esaminato il rapporto tra i relativi errori standard della regressione (SR) ed il test F di significatività congiunta sui coefficienti dell'indicatore utilizzato ($B(L)$). Nel secondo caso, utilizzando la tecnica della rolling regression su un arco temporale costante di cinque anni, si sono prodotte delle previsioni un passo avanti per il periodo 2000:01-2000:12. La previsione per ogni periodo t è così computata utilizzando solo l'informazione disponibile nel periodo $t-1$. Il contenuto informativo aggiuntivo è stato quindi valutato in termini di rapporto tra i rispettivi Root mean squared error (RMSE).

Una possibile estensione della nostra ricerca potrebbe essere lo svolgimento di un ultimo test condotto al fine di avere alcune indicazioni utili per la scelta degli indicatori da includere nel modello di regressione. Il test tende a valutare "l'indipendenza del contenuto informativo" dei singoli indicatori (encompassing test), ovvero a stabilire se l'informazione di un singolo indicatore non sia già contenuta in un altro, ed è condotto per "famiglie" di indicatori, ovvero separatamente per quelli "reali" e per quelli "finanziari". Utilizzando le previsioni un passo avanti ottenute con la (b) sul periodo 2000:01-2000:12, per ogni coppia di indicatori, si stima il modello:

$$(c) R_t = \alpha \cdot PREV_t^i + (1 - \alpha) \cdot PREV_t^k,$$

dove $PREV_t^i$ e $PREV_t^k$ sono rispettivamente le previsioni di R_t ottenute impiegando l'indicatore i e l'indicatore k . Se entrambi i coefficienti, α e $(1 - \alpha)$, risultano significativi sulla base del test t di Student, previsioni più efficienti si ottengono utilizzando congiuntamente i due indicatori (il loro contenuto informativo è giudicato "indipendente"). Simmetricamente, nel caso in cui entrambi i coefficienti siano non significativi. Se infine solo uno dei due coefficienti è significativo, il relativo indicatore domina l'altro quanto a contenuto informativo e stime più efficienti si ottengono trascurando quest'ultimo.

I test econometrici condotti (Tavole 3-4) rivelano che tutti gli indicatori elementari considerati consentono di ottenere la riduzione dell'SR. Inoltre, il test F consente di rigettare in tutti i casi l'ipotesi nulla di non significatività dei coefficienti relativi alle variabili esaminate al livello del 5 per cento. Circa l'informazione aggiuntiva fuori del campione, i risultati appaiono nel complesso

coerenti con l'analisi di conformità. Infatti, solo per gli indicatori che consentono un chiaro *pattern* anticipatore si ottiene una riduzione dell'RMSE. I risultati migliori si ottengono per l'indice dei prezzi delle materie prime aventi mercato internazionale (prezzo del petrolio incluso), per la raccolta netta fondi azionari e *cash inflow* dei fondi comuni italiani, alle *I.P.O.'s* e per le serie relative ai giudizi sulla tendenza degli ordini di beni durevoli e della produzione industriale reale, dalle quali si evince un chiaro andamento anticipatore.

5. Analisi delle componenti principali

5.1 *Obiettivi*

Il metodo delle componenti principali (PCA), designato per l'analisi delle strutture latenti, viene detto anche *metodo di sintesi e di visualizzazione* in quanto è finalizzato, in primo luogo, a rendere leggibile una matrice di dati, generalmente di difficile comprensione diretta, ovvero a ridurre l'elevata dimensionalità dei dati e consentire una rappresentazione geometrica delle entità analizzate, accurata e parsimoniosa. Accurata, in quanto preserva le caratteristiche essenziali dell'insieme rilevato, e parsimoniosa, nel senso che individua uno spazio di dimensioni ridotte, rispetto a quello originario, e, quindi, più facilmente interpretabile ed informativo.

Nella presente analisi il metodo PCA viene utilizzato per determinare le variabili più significative da includere nel modello.

Con il metodo dell'analisi alle componenti principali, si intendono soddisfare i seguenti due obiettivi essenziali:

- 1) Si vuole spiegare le correlazioni tra le variabili osservate in funzione di un numero ridotto di "*fattori non osservabili*". Tali fattori prendono il nome anche di "*componenti*", o "*dimensioni*", oppure "*variabili latenti*";
- 2) Si intende trasformare l'insieme delle osservazioni in una struttura semplice, ma informativa quanto quella di partenza. Tale obiettivo è una prerogativa del metodo delle componenti principali, ma è estensibile ai fattori latenti, dal momento che i fattori vengono non solo ripuliti dalla variabilità ridondante, cioè quella compresa in altre variabili osservate, ma anche dalla variabile spuria, quella introdotta da variabili ai margini dei fenomeni fondamentali oggetto in esame ma che sono direttamente associati agli stessi.

Nel panorama dei metodi statistici per lo studio delle variabili multiple, l'analisi in componenti principali occupa un posto centrale. Ciò è dovuto sia alle sue interessanti proprietà di sintesi, sia alla possibilità di ricondurre nel suo schema, come casi particolari, molti metodi di analisi multivariata.

Un primo obiettivo dell'analisi in componenti principali è quello di sostituire alle componenti originarie delle loro combinazioni lineari le quali diano luogo a nuove variabili, misurate rispetto ad un sistema di coordinate derivato da quello canonico mediante una rotazione ortogonale, con gli assi corrispondenti alle direzioni di massima varianza. In questo modo, la maggior parte delle informazioni viene concentrata nel minor numero di nuove variabili, tra loro incorrelate. In ambedue gli approcci, lo scopo principale che si intende raggiungere è quello di ridurre un'eventuale ridondanza nell'informazione presente nelle osservazioni, prendendo in considerazione un numero di componenti principali minore di quello delle componenti originarie, ma sufficiente a descrivere la variabile multipla con la minima perdita di informazione.

Proprio per la loro capacità di riassumere una variabile multipla riducendone il numero di dimensioni, le componenti principali rivestono un'importanza cruciale in analisi multivariata in cui il numero di dimensioni costituisce l'ostacolo principale alla comprensione ed alla sintesi delle informazioni.

L'attenzione di questo lavoro è focalizzata sulla relazione fra i rendimenti dei titoli azionari e le variabili d'informazione sia di natura esogena sia endogena, adottando nella specificazione della forma funzionale dei modelli sottostanti proposti una struttura lineare per motivi di semplicità interpretativa. In effetti, un ruolo centrale, nell'analisi multidimensionale dei dati, è svolto dal *modello lineare*, il quale assume l'esistenza di una relazione lineare tra le variabili manifeste e le dimensioni sottostanti; ciò nonostante sono disponibili delle soluzioni anche in ambito non lineare,

si veda ad esempio Gnadesikan [1977], Mc Donald [1962] e Etezadi – Amoli [1983], nonché nuovi sviluppi elaborati di recente dalla scuola olandese (Gifi [1990], De Leeuw [1982, 1983]).

L'analisi in componenti principali può essere descritta nel modo seguente. Supponiamo di avere un vettore casuale x con media μ e matrice di covarianze Σ e di voler trovare una combinazione lineare: $z = \alpha'x$ di varianza massima. Questo problema equivale alla massimizzazione del lagrangiano: $L = \alpha' \Sigma \alpha + \lambda(1 - \alpha' \alpha)$, dove il vincolo di normalizzazione del vettore di pesi è introdotto per rendere definito il problema e garantire l'esistenza di soluzioni. La condizione del primo ordine (oltre al vincolo) è data dall'equazione vettoriale $\Sigma \alpha = \lambda \alpha$, che indica come la soluzione appartenga all'insieme dei vettori caratteristici della matrice Σ . Premoltiplicando per α , si ottiene la relazione: $\alpha' \Sigma \alpha = \lambda \alpha' \alpha = \lambda$, da cui deriva che la varianza della trasformazione lineare $\alpha' = \chi$ è uguale all'autovalore corrispondente di Σ e il vettore incognito, indicato con α_1 , corrisponde all'autovettore di Σ associato all'autovalore massimo. Supponiamo quindi di voler individuare altre combinazioni lineari di x aventi varianza massima e correlazione nulla con $z_1 = \alpha_1'x$. Il lagrangiano del problema è ora dato dalla funzione: $L = \alpha' \Sigma \alpha + \lambda(1 - \alpha' \alpha) + 2\mu \alpha_1' \Sigma \alpha$, e le condizioni del primo ordine (oltre ai vincoli) risultano pari a: $\Sigma \alpha - \lambda \alpha + \mu \Sigma \alpha = 0$. Premoltiplicando per α' , si ottiene anche questa volta che $\alpha' \Sigma \alpha = \lambda \alpha' \alpha = \lambda$. Premoltiplicando invece per α_1' , si ha che: $\alpha_1' \Sigma \alpha - \lambda \alpha_1' \alpha = \mu \lambda = 0$, in quanto, per costruzione, $\Sigma \alpha_1 = \lambda_1 \alpha_1$ e quindi $\alpha_1' \Sigma \alpha = \lambda \alpha_1' \alpha = 0$; poiché $\lambda_1 > 0$, $\mu \lambda = 0$ può essere soddisfatto soltanto se $\mu = 0$ e questo implica che la condizione del primo ordine si riduce a: $\Sigma \alpha_2 = \lambda_2 \alpha_2$, con λ_2 e α_2 rispettivamente il secondo vettore e valore caratteristico di Σ .

Per la ricerca di ulteriori combinazioni lineari di varianza massima e correlazione nulla con quelle già calcolate, si procede allo stesso modo estraendo dalla matrice Σ i vettori caratteristici corrispondenti agli autovalori massimi fra quelli restanti. Spesso viene fatta l'ipotesi che x abbia una distribuzione normale multivariata, ma questa assunzione non è necessaria per lo sviluppo della teoria, anche se risulta indispensabile per finalità di carattere inferenziale. Anche l'ipotesi di linearità non è essenziale, ma contribuisce notevolmente a semplificare l'analisi (un utile riferimento per ulteriori approfondimenti sull'analisi in componenti principali è Dhrymes [1974]). Per ottenere una misura della precisione della sintesi informativa garantita dalle prime q

componenti principali si può utilizzare il rapporto: $\tau_q = \frac{\sum_{j=1}^q \lambda_j}{\sum_{j=1}^d \lambda_j}$.

Oltre che per la semplicità di calcolo e l'evidente *appeal* intuitivo, l'uso della statistica τ_q può essere giustificato in termini di riproduzione della matrice originale X dei dati.

Lebart, Morineau e Warwick [1984] dimostrano infatti che partendo dalla "singular value decomposition" di X : $X = \sum_{j=1}^d \sqrt{\lambda_j} \alpha_j \xi_j'$, dove α_j e ξ_j rappresentano i valori caratteristici

corrispondenti all'autovalore λ_j delle matrici $X'X$ e XX' , valgono le seguenti relazioni:

$$\frac{\sum_{j=1}^q \sum_{i=1}^m \tilde{x}_{ij}}{\sum_{j=1}^d \sum_{i=1}^m x_{ij}} = \frac{tr \tilde{X} \tilde{X}'}{tr X'X} = \frac{\sum_{j=1}^q \lambda_j}{\sum_{j=1}^d \lambda_j} = \tau_q \quad \text{dove } \tilde{X} = [x_{ij}] = \sum_{j=1}^q \sqrt{\lambda_j} \alpha_j \xi_j' \text{ è la matrice approssimata dei dati}$$

ricostruita in base alle sole prime q componenti principali. E' opportuno sottolineare che la statistica τ_q fornisce una stima estremamente prudente alla qualità della rappresentazione. La ragione di ciò è facilmente comprensibile tramite il seguente esempio. Sia X una matrice $n \times d$ di dati standardizzati,

a cui vengono aggiunte k variabili, composte esclusivamente da numeri casuali. I primi assi fattoriali calcolati sulla nuova tabella coincideranno sostanzialmente con quelli estratti dalla matrice X e la varianza da essi spiegata risulterà quindi immutata; il valore di τ_q però, risentirà dell'aumento del denominatore, passato da d a $d+k$, e registrerà un peggioramento (puramente fittizio) della qualità dell'analisi. Questa situazione si presenta abbastanza sovente nel caso in cui il numero di variabili trattate è elevato ed il contributo informativo fornito da alcune di esse è minimo.

5.2 *I risultati*

Abbiamo utilizzato i dati relativi ai rendimenti dei corsi azionari di 68 aziende quotate nella Borsa Valori di Milano durante il periodo gennaio 1988 e dicembre 2000. La *Working List*, che contiene i 68 titoli che abbiamo esaminato, rappresenta alla data del 31/12/2000 l'84,6% della capitalizzazione del listino azionario di Borsa: il peso è differente per settore industriale di appartenenza. Infatti i settori *Insurance*, *Banks* ed *Holdings* pesano rispettivamente per il 16,1%, il 21,0% ed il 4,7%, mentre il ruolo di primo piano nel campione è dato al settore *Industrials*, per la varietà delle aziende che lo compongono, forte del 58,3% della capitalizzazione complessiva del listino di Piazza Affari. I 68 titoli a maggior capitalizzazione sono stati raggruppati in 9 subsettori del tessuto economico italiano, in modo tale da permettere una visione globale e nel contempo analitica dell'intero mercato azionario italiano (*Insurance*, *Banks*, *Holdings*, *Energy & Utilities*, *Basic Industry*, *Capital Goods*, *Consumer Goods*, *Telecoms & Media*, *Auto&components*). La fonte cui abbiamo attinto i dati azionari è *Datastream*.

I test sono stati condotti sui rendimenti azionari individuali piuttosto che sui rendimenti di gruppi di titoli, come è stato spesso riscontrato nella letteratura empirica per la valutazione di attività finanziarie. Siamo stati costretti ad adottare tale soluzione per l'esiguo numero di titoli quotati che distingue la Borsa italiana. Per alcuni studiosi è modesto il significato attribuibile a dati medi di settore. Per il limitato numero di titoli di cui sono composti, alcuni settori risultano scarsamente rappresentati, mentre altri, comprendenti un numero maggiore di titoli, risultano assai eterogenei. Di conseguenza, assai scarso sarebbe il significato di indici medi di settore. Nella realtà, il mercato è costituito da imprese e non da settori produttivi, e l'arbitrarietà, in grado maggiore o minore, è sempre presente nella costruzione di un dato medio di categoria. Non è, però, escluso che, per particolari finalità operative o di studio, si renda opportuna la costruzione di indici composti, che riassumano l'andamento dei prezzi delle singole azioni.

Il nostro primo passo sarà quello di identificare le variabili economiche candidate ad essere rilevanti per il mercato azionario italiano e verrà svolto grazie all'utilizzo del metodo dell'analisi delle componenti principali. Questo approccio ci consente di estrarre i più importanti fattori sistematici che spiegano la matrice di covarianza dei rendimenti, senza specificare a priori le variabili economiche. Lo scopo che ci si propone è quello di conseguire un'economia nella descrizione in termini quantitativi della variazione dei rendimenti azionari, riducendo il numero di variabili necessarie a descriverla, seppure soffrendo di una perdita di informazione.

Chen, Roll e Ross [1983] hanno perseguito questa via evitando di specificare a priori le variabili macroeconomiche per il mercato statunitense. Nel mercato azionario italiano, Aleati, Gottardo e Murgia [1995] hanno compiuto l'analisi dei fattori di massima verosimiglianza standard per le serie dei rendimenti individuali azionari settimanali da 1981 al 1992; successivamente, Roma e Schlitzer [1996] applicano l'analisi delle componenti principali per un periodo campionario più circoscritto (dal 1989 al 1995). Entrambi gli autori hanno prespecificato a 5 il numero dei fattori candidati, data l'evidenza della ricerca più recente che ha fornito tale esito (Roll e Ross [1980], Brown e Weinstein [1983] e Panetta [1991]).

Prespecificheremo a 5 il numero dei fattori nell'ottica di compiere una preliminare indagine, in base ai risultati ottenuti da un precedente contributo sulla struttura fattoriale del mercato dell'*equity* italiano.

Come prima valutazione del potere e della capacità informativa delle variabili esplicative selezionate sul nostro campione di titoli, cerchiamo di esaminare se le variabili che abbiamo

reputato interessanti si possano associare alle determinanti dei rendimenti azionari ottenuti attraverso l'analisi delle componenti principali. Per essere in grado di spiegare i rendimenti azionari, una variabile macroeconomica dovrebbe essere significativamente correlata ad almeno una delle componenti principali, le quali possono legittimamente essere interpretate come quei portafogli che imitano i fattori comuni nei rendimenti dei titoli (*mimicking portfolios*).

Le prime 5 componenti che sono utilizzate nella nostra analisi spiegano il 52,881% della varianza campionaria. E' importante mettere in evidenza (lo si può ben notare dalla tavola 2) la presenza del primo autovalore che domina tutti gli altri: esso riesce a spiegare da solo ben il 49,956% della varianza complessiva campionaria, mentre gli altri 4 autovalori determinano rispettivamente il 5,121%; 3,912%; 3,273% e 2,991% del totale.

Abbiamo successivamente regredito simultaneamente le cinque componenti principali su tutte le macrovariabili e poi computato il valore della massima logverosimiglianza di una regressione congiunta delle componenti principali sull'insieme delle variabili esplicative risultate interessanti nella spiegazione dell'indice Comit di Borsa e per tale motivo trasferite sul campo dell'*equity* italiano.

In un secondo passo, abbiamo confrontato quel valore con quello ottenuto togliendo a turno una variabile esplicativa (cioè ponendo a zero i coefficienti delle 5 regressioni di questa variabile). L'ipotesi nulla, che è soggetta al test χ^2 , è che i coefficienti di una variabile siano congiuntamente zero attraverso le cinque regressioni. La tavola 2 riporta i risultati: riscontriamo l'evidenza nei confronti della maggior parte delle variabili oggetto di studio, ad un livello di significatività dell'1 e del 5%.

Le variabili che hanno avuto uno scarso peso nella determinazione del comportamento dei rendimenti azionari del nostro campione sono: l'indice italiano dei prezzi al consumo, l'aggregato monetario M3 Euro, il rapporto *Market Cap.* sul P.I.L., l'indice *Nasdaq*, le *I.P.O.'s* ed il giudizio delle imprese sulla tendenza degli ordini di beni durevoli.

Il passo successivo dell'analisi, il più delicato, concerne l'interpretazione dei fattori (o in modo equivalente componenti). Come sappiamo, interpretare un fattore significa avere la consapevolezza di attribuirgli un "*nome*", e questo nome, come quello di ciascuna variabile, deve essere espresso nel linguaggio della disciplina sostantiva. La variabile più correlata (a prescindere dal segno positivo o negativo) è quella che più di tutte contribuisce alla definizione del fattore e quindi sarà da porre in evidenza nel nome. In una situazione ideale, siamo legittimati ad assegnare al fattore la variabile maggiormente correlata e successivamente completare il nome con le restanti variabili in sequenza.

Nel caso in esame, appare ardua l'operazione di identificazione di una relazione biunivoca fattore-variabile, dal momento che la maggior parte delle variabili esplicative, ad eccezione di quelle che abbiamo sopra citato poco importanti, sono correlate al primo fattore: tali variabili risultano determinanti per questo fattore a tal punto da "saturarlo".

Tale unione di variabili esplicative non ci pone in grado di denominare il fattore, per cui ci vediamo costretti dall'esigenza di astrarci al fine di cercare con la mente il "fattore latente" sotto la combinazione di altre variabili. Siamo nella consapevolezza di ritenere che riuscire ad interpretare un fattore non significa in questo contesto identificare un referente fisico nascosto sotto i dati rilevati, poiché i dati possono prendere origine senza riferimento ad alcun principio fisico. Dobbiamo tener costantemente presente che le dimensioni latenti sono in genere immateriali e vengono a tradursi in forme fisicamente valutabili solo nelle simulazioni.

Alla luce di queste riflessioni, proviamo ad osservare più approfonditamente la matrice di correlazione tra le prime cinque componenti principali e le variabili esplicative e di conseguenza tentare di compiere un salto di qualità nell'analisi. La tabella 1 che sintetizza l'informazione contenuta nella matrice di correlazione e la specificazione del modello regressivo congiunto riportata nella parte B supportano la nostra tesi: dall'osservazione delle due tavole emerge la possibilità del tutto opinabile di interpretare il primo fattore come la risultante di due forze contrapposte: la prima, espressione del *Sentiment* del mercato monetario accompagnato dal segno negativo relativo al rendimento dell'attività alternativa e a minor rischio che indica un tipico effetto

sostituzione al mercato dell'*equity* (tasso sugli eurodepositi a 3 mesi); la seconda, espressione del *Sentiment* del mercato reale, di segno positivo, la quale accomuna in sé la sinergia tra i guidizi delle imprese sulle prospettive dell'economia che hanno un riflesso sui profitti futuri attesi ed il fattore liquidità rappresentato dalla domanda di attività finanziarie (titoli azionari) da parte dei fondi comuni di investimento italiani.

Concludendo, la nostra analisi esplorativa dei dati prelude alla costruzione di un modello endogeno relazionale tra le variabili. Poiché i modelli compatibili con un certo insieme di osservazioni parziali (il nostro campione di riferimento) di una realtà a noi sconosciuta, che si vuole spiegare, sono numericamente infiniti, la non determinatezza delle dimensioni originate dall'analisi alle componenti principali ci costringe ad avere pazienza autocritica nella costruzione del modello. Dovremo provare più volte e con metodi differenti, alcuni dei quali tra loro concorrenti, prima di considerare conclusa l'esplorazione. Faremo attenzione ai fini di una conoscenza empirica accumulata sul medesimo fenomeno in varie situazioni e ricercheremo strumenti metodologici specifici per arrivare nelle vicinanze del vero modello generatore dei dati. Ecco perché si è spinti ad utilizzare metodi alternativi di estrazione dei fattori con il preciso obiettivo di identificarli e successivamente interpretarli (ad esempio il metodo fattoriale con l'estrazione dei fattori principali e dell'analisi fattoriale di massima verosimiglianza), nonostante Steiger, Schonemann [1978] e Morrison [1976] siano dell'opinione che l'analisi delle componenti principali in luogo dell'analisi fattoriale, oltre che risultare più semplice dal punto di vista computazionale, supera i problemi definitivi e l'indeterminatezza del modello fattoriale, ma nelle applicazioni pratiche i due tipi di analisi forniscono risultati del tutto simili.

6. Analisi di stazionarietà delle serie storiche

Abbiamo preliminarmente accertato se i livelli delle variabili costituiscano o meno serie storiche integrate (del primo ordine); ciò mediante la ricognizione della struttura delle autocorrelazioni delle serie e l'impiego dei consueti test *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*, che hanno per ipotesi nulla l'esistenza di una radice unitaria. I risultati ottenuti tendono a confermare quelli classici di Nelson-Plosser [1982]: i livelli delle serie qui esaminate mostrano un notevole grado di persistenza (le autocorrelazioni diminuiscono all'aumentare del numero dei ritardi) e, in generale, non si è in grado di rigettare l'ipotesi che le variabili siano originariamente *difference - stationary*.

Dall'analisi delle serie utilizzate, quindi, emerge che, mentre i rendimenti dell'indice Comit paiono stazionari, molte delle variabili esplicative d'informazione considerate nei livelli sarebbero non stazionarie e possibilmente integrate di ordine uno. Abbiamo pertanto scelto di trasformare preventivamente tutte le variabili in modo da ottenere solo variabili stazionarie.

Le autocorrelazioni dei livelli delle serie per ritardi compresi tra 1 e 5 mesi denotano caratteristiche di persistenza e tendono a ridursi con lentezza all'aumentare dei ritardi. I risultati formali del test *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* confermano sostanzialmente le impressioni ottenute circa la persistenza delle serie. Per effettuare il test, sono stati introdotti ritardi in numero strettamente sufficiente a rendere bianchi i residui; la mancanza di autocorrelazione è stata accertata mediante la consueta statistica *LM* di Godfrey. Per la gran parte delle serie esaminate, i dati non consentono di rigettare l'ipotesi nulla dell'esistenza di una radice unitaria (non stazionarietà) nei livelli. Se ne deduce che le serie sono in prima approssimazione $I(1)$; la persistenza delle singole serie, in generale, indica l'esistenza di una componente di lungo periodo di cui occorre tener conto nell'inferenza. Fanno eccezione due serie storiche: risultano infatti variabili integrate del secondo ordine il livello dei prezzi al consumo italiani e la serie dell'Indice *Nasdaq100*.

Le variabili d'informazione sono considerate in variazioni logaritmiche, ad eccezione dei tassi di interesse misurati in punti percentuali annui. Le serie dei tassi di interesse sono differenziate nel primo ordine. Viene consigliato l'utilizzo di valori logaritmici al fine di meglio assorbire l'effetto di possibili *outliers* presenti nel campione (dovuti, ad esempio, a frazionamento di titoli e distribuzione di dividendi).

In ogni caso, data la scarsa potenza dei test di radice unitaria, la non stazionarietà dei livelli delle variabili in esame costituisce verosimilmente una utile ipotesi di lavoro (l'ordine di integrazione unitario non è infatti rifiutato dal test comunemente adottato in letteratura), non necessariamente una proprietà intrinseca delle serie storiche analizzate. L'utilizzo congiunto di più test (di radice unitaria e di stazionarietà) consente, generalmente, di ridurre gli errori di inferenza, ma al costo di un numero elevato di risposte inconclusive. In proposito, si veda G. Schlitzler [1995] per un recente esame delle proprietà stocastiche delle serie storiche italiane e Y. W. Cheung e M. D. Chinn [1996] per l'applicazione dei test alle serie dell'output di 126 paesi.

7. La tipologia di Modelli utilizzati

7.1 Modello a parametri costanti

I modelli più largamente conosciuti dei rendimenti azionari pongono una relazione tra i rendimenti azionari individuali o sui portafogli ed uno o più fattori fondamentali, come per esempio in alcune versioni del *C.A.P.M.* e nell'*A.P.T.*.

Forti ragioni esistono per l'impiego di un modello multifattoriale in luogo del *C.A.P.M.* ad un singolo fattore. Da un punto di vista empirico, la verifica del *C.A.P.M.* è materia di acceso dibattito ed il modello continua ad essere negativamente valutato dalle più recenti analisi. Per quanto riguarda gli studi svolti sul mercato statunitense, c'è un'ampia evidenza della non capacità del coefficiente Beta di spiegare alcuni "stylized facts", come la relazione tra rendimenti e dividendi, tra rendimenti e utili o dimensione delle aziende (Banz [1981; Basu [1983]; Fama e French [1988-89]). Lavori recenti di Fama e French [1992-93] confermano la conclusione mostrando che il coefficiente Beta dell'indice di mercato è statisticamente non significativo quando paragonato a quello delle altre variabili economiche come la dimensione dell'azienda o il rapporto valore di libro/valore di mercato (*BE/ME*).

Il modello generale fattoriale lineare postula che le deviazioni dai rendimenti attesi dal tasso *risk free* sono linearmente legate a un numero di fattori economici che influenzano sistematicamente i rendimenti delle attività finanziarie. Formalmente, la seguente relazione viene così esposta:

$$[1] R_i(t) = E_t[R_i(t)] + \sum_{j=1}^k b_{ij} f_j(t) + \varepsilon_i(t) \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T$$

dove $R_i(t)$ denota il rendimento sul titolo i tra il periodo t e $t+1$; $f_j(t)$ denota il valore al tempo t del valore j ($j = 1, 2, \dots, k$); b_{ij} denota i *factor loadings* (la sensibilità del titolo i rispetto al fattore j); $\varepsilon_i(t)$ è un disturbo *white noise*.

Le usuali assunzioni del *LFM* (*Linear Factor Model*) sono che:

$$[2] E_t[f_i(t)f_j(t')] = \begin{cases} w_{ij} & t = t' \\ 0 & t \neq t' \end{cases}$$

$\{b_{ij}\}_{N \times K}$ ha rango k ;

$$[3] E_t[f(t)] = E_t[\varepsilon_i(t)] = 0 \quad \forall t$$

$$[4] E_t[\varepsilon_i(t)\varepsilon_j(t')] = \begin{cases} \sigma_{ij} & t = t' \\ 0 & t \neq t' \end{cases}$$

$$[5] E[\varepsilon_i(t)f_j(t')] = 0 \quad \forall i, j, t, t'$$

7.2 Modello a varianza GARCH (1,1)

I mercati azionari sono stati oggetto di un rinnovato interesse da parte della ricerca economica ed econometrica degli ultimi anni. Numerosi modelli teorici sono stati elaborati, ma la loro verifica empirica si è limitata il più delle volte ai mercati nord-americani. E' venuta, quindi, a mancare un'opera essenziale di conferma del grado di generalità dei vari risultati che sono stati raggiunti. Una delle ragioni di questa grave lacuna è forse imputabile all'incertezza circa la qualità delle serie

storiche disponibili per gli altri paesi ed alla mancanza di un'analisi di base delle loro proprietà statistiche. Il nostro lavoro vuole fornire un contributo in questa direzione, con un esame dei rendimenti azionari mensili sulla Borsa italiana che approfondirà non solo l'applicazione di singoli modelli statistici, ma, soprattutto, il confronto tra di essi. Lo scopo non è quello di stabilire il grado di efficienza del mercato ma di incrementare la comprensione del processo stocastico che genera i rendimenti azionari e di individuare i limiti che in questo compito incontrano le tecniche di analisi più diffuse. Tra le applicazioni più interessanti e recenti di tali metodologie al mercato italiano, ricordiamo De Santis-Sbordone [1991], De Santis [1991], Cocco-Paruolo [1991] e Zappa [1991].

E' stata proposta un'ampia classe di modelli detti con *varianza condizionatamente autoregressiva* (*Autoregressive Conditionally Heteroskedastic-Arch*), fondata su una particolare struttura del secondo momento condizionale, la quale si è dimostrata spesso empiricamente adatta ad interpretare gli andamenti della volatilità dei prezzi.

I modelli *ARCH*, proposti dall'econometrico Engle [1982], possiedono molte delle caratteristiche nei loro parametri teorici che possono "mimare" relativamente bene il comportamento delle quantità empiriche calcolate sulle serie finanziarie. Essi hanno, ad esempio, una componente erratica (quella a cui si può assegnare il compito di interpretare i rendimenti) che non è autocorrelata; invece, la loro varianza non è costante nel tempo ed è autocorrelata; infine, la loro distribuzione si presenta con le caratteristiche delle distribuzioni leptocurtiche.

Le varianti al modello *ARCH*, per descrivere il comportamento temporale della varianza condizionale (o volatilità), sono ormai numerosissime. Abbiamo, pertanto, concentrato la nostra attenzione esclusivamente su quei modelli che, sulla base dell'analisi preliminare svolta, sono sembrati più adatti a descrivere le caratteristiche dei rendimenti azionari italiani. La prima specificazione che abbiamo considerato è, quindi, stata quella *GARCH*, proposta da Bollerslev [1986]. Infatti, tale modello permette di catturare con una specificazione molto parsimoniosa la lentezza con cui abbiamo osservato decadere l'autocorrelogramma dei quadrati dei rendimenti.

L'approccio che seguiremo nel modellare il comportamento della varianza condizionale è quello *ARCH* (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), ormai prevalente in letteratura (per una rassegna si può consultare Bollerslev-Chou-Kroner [1992]).

Nella sua specificazione originaria, dovuta a Engle [1982], il processo *ARCH*(p), dove p rappresenta il numero dei ritardi dei residui al quadrato nell'equazione della varianza condizionale, è definito nel seguente modo:

$$[6] \quad r_t = \sum_{i=1}^2 \gamma_i D_i + \delta D_t + \sum_{i=1}^{23} \beta_i F_{it} + \varepsilon_t \quad \text{dove} \quad \varepsilon_t | \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

Un limite dei modelli *ARCH* può dipendere dal numero troppo elevato di rendimenti necessari per adattarlo ai dati osservati. Per superare tale limite, Bollerslev [1986] propone di utilizzare una classe di modelli più generale, detta dei processi *ARCH generalizzati* (*GARCH*). Se definiamo con $h_t = f(p_{t-1})$ la varianza condizionale al tempo t , la classe dei modelli *GARCH* assume che tale varianza sia definita come la combinazione lineare di un preassegnato numero p di rendimenti quadratici e di un preassegnato numero q di varianze condizionali ritardate nel tempo, cioè $h_{t-1}, h_{t-2}, \dots, h_{t-q}$. Il numero dei rendimenti e delle varianze utilizzato nel modello è indicato dalla notazione *GARCH*(p, q); nella pratica econometrica, raramente si utilizzano modelli di ordine superiore al modello *GARCH*(1,1).

Per questo risulta appropriato riferirsi ad una classe più generale di processi, i cosiddetti *GARCH* (*Generalized-Arch*), i quali possiedono una struttura dei ritardi più flessibile ed una "memoria" più lunga. Il processo *GARCH*(p, q), dove q rappresenta il numero di ritardi della varianza condizionale inclusi nell'equazione della stessa, ha la seguente espressione:

$$[7] \quad r_t = \sum_{i=1}^2 \gamma_i D_i + \delta D_t + \sum_{i=1}^{23} \beta_i F_{it} + \varepsilon_t \quad \text{dove} \quad \varepsilon_t | \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}$$

Il modello *GARCH* presenta, a sua volta, alcune limitazioni e questo ha portato all'interno della letteratura sui processi *ARCH* alle proposte di altre forme funzionali per la varianza e per la densità condizionali. Ulteriori studi sono apparsi nella letteratura econometrica ad arricchire le classi di modelli applicabili ai dati finanziari.

Se, per esempio, il modello prevede la dipendenza dei prezzi al tempo t non solo dai prezzi al tempo $t-1$, ma anche $t-2, t-3, \dots, t-m$, cioè si utilizzi una struttura autoregressiva, indicata con $AR(m)$, e si ammette volatilità non costante nel tempo, allora ci possiamo ricondurre a modelli della classe $AR(m)GARCH(p, q)$.

Qualora prendessimo in esame la classe *ARCH-M*, invece, possiamo notare che è la media condizionale a diventare una funzione esplicita della varianza condizionale del processo; in questo modello, un aumento nella varianza condizionale è associato ad un incremento o decremento nella media condizionale dei prezzi. Questa è una caratteristica apprezzabile e coerente con molte delle teorie in ambito finanziario le quali ipotizzano un *trade-off* tra rischio e rendimento atteso: immediate generalizzazioni dei modelli *ARCH-M* sono date dai modelli *GARCH-M* e *AR-GARCH-M*. Nelson [1991], invece, propone la classe di modelli *GARCH* esponenziali o *EGARCH*, caratterizzata dal fatto che la varianza condizionale si presenta come una funzione asimmetrica dei valori passati dei rendimenti.

La modellistica *ARCH-GARCH* ha riscontrato un ampio consenso in letteratura: infatti, gran parte della moderna teoria della finanza studia gli andamenti dei mercati finanziari impiegando i cosiddetti *processi diffusi* in tempo continuo. I modelli analizzati sono fondati sulla soluzione di equazioni differenziali stocastiche e la loro applicazione presuppone l'osservazione di serie temporali continue, mentre in realtà le serie finanziarie disponibili sono rilevate in tempo discreto. Nelson [1990] riconcilia le motivazioni empiriche alla base dei modelli *ARCH* e la teoria economica, dimostrando come un processo *GARCH(1,1)* converge ad un modello diffuso continuo man mano che si considerano intervalli temporali più piccoli. Lamoureux e Lastrapes [1990] dimostrano che il volume di *trading* giornaliero nel mercato delle azioni, utilizzato come variabile esplicativa, risulta significativo nello spiegare la varianza dei rendimenti giornalieri e tale varianza possiede la struttura dei modelli *ARCH* e *GARCH*.

In questo lavoro, abbiamo applicato un ampio ventaglio di modelli della famiglia *ARCH-GARCH* alla serie dei rendimenti mensili dell'indice Comit. Gli obiettivi che l'indagine si è posta è stata quella di individuare la migliore specificazione del modello all'interno della propria classe, tra quelle sopra elencate. Per il raggiungimento di questo obiettivo, abbiamo condotto un ampio lavoro computazionale stimando un largo numero di modelli. La migliore specificazione è stata raggiunta dal modello *GARCH(1,1)* il quale ha presentato le migliori qualità statistiche sia in termini di capacità esplicativa sia previsiva.

7.3 Modelli a parametri variabili: un'ipotesi innovativa di coefficienti di sensibilità β variabili.

Il modello A.P.T. viene rappresentato nella forma *state space* nel seguente modo:

$$[8] \quad R_t = F_t \beta_t + \eta_t \quad \text{con } t = 1, 2, \dots, T$$

$$[9] \quad \beta_t = H_t \beta_{t-1} + G_t \varepsilon_t$$

$$[10] \quad E(\varepsilon_t \cdot \eta_s) = 0 \quad \text{con } s, t = 1, 2, \dots, T$$

$$[11] \quad E(\eta_t \cdot \beta_0') = 0, \quad E(\varepsilon_t \cdot \beta_0') = 0 \quad \text{con } t = 1, 2, \dots, T$$

β_t è il vettore casuale di stato di dimensione $(k \times 1)$; H_t è la matrice di dimensione $(k \times k)$; la dimensione della matrice G_t è $(k \times g)$. L'equazione di transizione [2] indica l'evoluzione del

sistema degli stati dal tempo $t-1$ a t . R_t è il vettore di osservazione di dimensione $(n \times 1)$. L'equazione di misura [1] lega la variabile osservabile R_t al sistema degli stati.

Noi inoltre assumiamo che i termini di disturbo ε_t di dimensione $(g \times 1)$ e η_t di dimensione $(n \times 1)$ sono normalmente e indipendentemente distribuiti a media nulla e matrice di varianze e covarianze note e rispettivamente indicate con V_t e W_t (sono matrici semidefinite positive), per cui:
 $\varepsilon_t \sim N(0, V_t); \eta_t \sim N(0, W_t)$.

Per ottenere la rappresentazione *state-space* del modello, sono necessarie le seguenti ipotesi:

- il vettore rappresentante lo stato iniziale del sistema β_0 è una variabile casuale normalmente e indipendentemente distribuita con media b_0 e matrice di varianze e covarianze (positiva e semidefinita P_0);
- i disturbi di sistema e di osservazione indicati dai termini di errore ε_t e η_t sono incorrelati tra loro e con il vettore di stato al momento iniziale, β_0 (vedi equazioni [3] e [4]).

In questa analisi utilizzeremo modelli univariati, pertanto n è 1.

Le matrici F_t, d_t e W_t nell'equazione di osservazione o di misura e H_t, c_t, G_t e V_t nella matrice di transizione vengono denominate matrici di sistema. Qualora queste ultime si assumono costanti nel tempo il modello prende il nome di invariante nel tempo. Le matrici F_t, W_t, H_t, G_t e V_t dipendono da un insieme di parametri non conosciuti chiamati *iperparametri*.

Quando il modello A.P.T. viene rappresentato nella forma *state-space*, utilizzeremo F_t in quanto vettore delle variabili economiche le quali contribuiscono a spiegare il comportamento del rendimento dell'indice Comit indicato dalla variabile R_t . La rappresentazione *state-space* del modello proposto consente migliori possibilità di previsione attraverso l'aggiornamento dell'insieme di informazione iniziale. Inoltre, la preferenza a riporre maggiore considerazione all'ipotesi di variabilità dei parametri, deriva anche da un principio generalmente perseguito per cui risulterebbe ottimale ristimare i parametri dei modelli via via che nuove informazioni divengono disponibili.

Una volta che un modello è stato posto in forma *state space*, si apre un ampio ventaglio di possibilità di stima attraverso l'aggiornamento dell'insieme informativo iniziale. I modelli analizzati nel presente lavoro vengono ora rappresentati nella forma *state space*:

Modello con trend completamente stocastico

Un modello che comprende soltanto un trend stocastico (o trend locale) di ordine h è il seguente:

$$R_t = \mu_{1,t0} + \varepsilon_t$$

$$\mu_{1,t} = \mu_{1,t} + \sum_{i=2}^{h+1} \frac{\mu_{i,t-1}}{(i-1)!} + \eta_{1,t}$$

$$\mu_{2,t} = \mu_{2,t-1} + \sum_{i=3}^{h+1} \frac{\mu_{i,t-1}}{(i-2)!} + \eta_{2,t}$$

[12]

...

$$\mu_{h,t} = \mu_{h+1,t-1} + \frac{\mu_{h+1,t-1}}{(h+1-h)!} + \eta_{h,t}$$

$$\mu_{h+1,t} = \mu_{h+1,t-1} + \eta_{h+1,t}$$

che viene posto in *state space form* nel seguente modo:

$$[13] R_t = [1 \ 0 \ \dots \ 0] \cdot \beta_t + \varepsilon_t$$

$$[14] \beta_t = \begin{bmatrix} \mu_{1,t} \\ \mu_{2,t} \\ \vdots \\ \mu_{h,t} \\ \mu_{h+1,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & \frac{1}{(h-1)!} & \frac{1}{(h+1-1)!} \\ 0 & \ddots & & & \vdots \\ \vdots & & \frac{1}{(i-j)!} & & \frac{1}{(h+1-j)!} \\ 0 & 0 & \ddots & & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & & 1 \end{bmatrix} \cdot \beta_{t-1} + \begin{bmatrix} \eta_{1,t} \\ \eta_{2,t} \\ \vdots \\ \eta_{h,t} \\ \eta_{h+1,t} \end{bmatrix}$$

Generalmente questo modello viene utilizzato per $h=2$, per le serie storiche che presentano un trend stocastico quadratico.

Modello con variabili esogene e con trend deterministico

Il modello che presentiamo di seguito viene detto ADL(p,q) e ha specificato un vettore di k variabili esogene F_t , una componente autoregressiva ed una componente di trend deterministico ($\gamma_0 + \gamma \cdot t + \dots + \gamma_h \cdot t^h$):

$$[15] R_t = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \cdot t + \dots + \gamma_{h,t} \cdot t^h + \sum_{j=1}^p (\varphi_{j,t} \cdot R_{t-j}) + \sum_{i=0}^q (F'_{t-i} \cdot \beta_{i,t}) + \eta_t$$

oppure essendo $F_t = [f_{1,t} \dots f_{k,t}]$, ed utilizzando i polinomi dei ritardi $\varphi(L) = 1 - \varphi_1 \cdot L + \dots + \varphi_p \cdot L^p$ e $\beta(L) = \beta_0 + \beta_1 \cdot L + \dots + \beta_q \cdot L^q$:

$$[16] \varphi_t(L) \cdot R_t = \gamma_t + \sum_{l=1}^k \beta_{l,t}(L) f_{l,t} + \eta_t$$

Al fine di utilizzare variabili stazionarie il modello [15] viene riparametrizzato:

$$[17] R_t = \varphi^*_{t-1} \cdot R_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} (\varphi^*_{j,t} \cdot \Delta R_{t-j}) + F'_t \cdot \beta_t^* + \sum_{i=0}^{q-1} (\Delta F'_{t-i} \cdot \beta_{i,t}^*) + \gamma_t + \eta_t$$

$$[18] \varphi_t^* = \sum_{n=1}^p \varphi_n \text{ detto moltiplicatore totale (o } total \text{ multiplier)}$$

$$[19] \varphi_{j,t}^* = - \sum_{m=j+1}^p \varphi_{m,t}$$

$$[20] \beta_t^* = \sum_{n=0}^q \beta_{n,t} \text{ detto moltiplicatore totale (o } total \text{ multiplier)}$$

$$[21] \beta_{i,t}^* = - \sum_{m=i+1}^q \beta_{m,t}$$

e successivamente posto in forma ECM (*Error Correction Mechanism*) considerando di grado uno il polinomio di trend deterministico:

$$[22] \Delta R_t = \gamma_t^* + \sum_{j=1}^{p-1} (\varphi_{j,t}^* \cdot \Delta R_{t-j}) + \sum_{i=0}^{q-1} (\Delta F'_t \cdot \beta_{i,t}^*) + (\varphi_t^* - 1) \cdot (R_{t-1} - F'_{t-1} \cdot \delta_t - \gamma_{1,t} \cdot (t-1)) + \eta_t$$

$$[23] \delta_t = \frac{\beta_t^*}{(1 - \varphi_t^*)} \text{ detto vettore dei moltiplicatori totali}$$

$$[24] \gamma_t^* = (\gamma_{0,t} + \gamma_{1,t})$$

Una volta riparametrizzato, il modello viene posto in *state space form*, quindi stimato. Possiamo osservare che il modello ECM è suscettibile di interpretazione economica, in quanto possiamo distinguere al suo interno i parametri riguardanti il lungo periodo (equazione di lungo periodo o *long-run equation*) ed i parametri relativi alle relazioni di breve periodo (equazione di breve periodo o *short-run equation*).

Altri modelli utilizzati per l'analisi dell'indice Comit sono:

Modello ADL non riparametrizzato in forma ECM:

Questo modello è caratterizzato da una matrice di transizione diagonale che descrive l'evoluzione dei coefficienti di sensibilità:

$$[25] R_t = F_t \cdot \beta_t + R_{t-1} \cdot \varphi_t + \eta_t \text{ con } Var(\eta_t) = \sigma^2$$

$$[26] \begin{pmatrix} \beta_t \\ \varphi_t \end{pmatrix} = H_t \cdot \begin{pmatrix} \beta_{t-1} \\ \varphi_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_t = \begin{pmatrix} H_{11} & 0 \\ 0 & h_{2,2} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \beta_{t-1} \\ \varphi_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_t \text{ con } Var(\varepsilon_t) = V$$

in cui $H_{1,1}$ è una matrice del tipo:

$$H_{1,1} = \begin{pmatrix} h_{11} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & & \ddots \\ \vdots & & h_{ii} & \\ & & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & h_{k,k} \end{pmatrix}$$

Modello autoregressivo multifattoriale con varianza GARCH (1,1)

In questa ricerca introdurremo un modello non-lineare in forma *state-space*. All'interno di questa classe dei modelli non-lineari, i disturbi sono gaussiani mentre le matrici di sistema sono assunte stocastiche cosicché queste ultime possano dipendere dall'informazione disponibile al tempo $t-1$. L'applicazione ed il confronto fra i modelli derivanti dallo sviluppo della modellistica GARCH ha portato alla scelta di una struttura *AR(1)GARCH(1,1)*.

Questi modelli sono generalmente conosciuti in quanto *condizionatamente gaussiani* e la loro rappresentazione nella forma *state-space* è la seguente:

$$[27] R_t = F_t(R_{t-1}) \cdot \beta_t + \eta_t$$

$$[28] \beta_t = H_t(R_{t-1}) \cdot \beta_{t-1} + G_t(R_{t-1}) \cdot \varepsilon_t$$

con

$$[29] \eta_t | R_{t-1} \sim N(0, W_t(R_{t-1}))$$

$$[30] \varepsilon_t | R_{t-1} \sim N(0, V_t(R_{t-1}))$$

Lo stato iniziale del sistema e la sua matrice di covarianza sono stimati impiegando il filtro di Kalman condizionatamente all'informazione disponibile al tempo $t-1$. Se il vettore R_t è normalmente distribuito in modo condizionale a R_{t-1}, \dots, R_1 , i parametri non conosciuti all'interno delle matrici di sistema possono essere stimate massimizzando la verosimiglianza.

Ai fini di previsione, abbiamo proposto il seguente modello a parametri variabili con varianza GARCH(1,1) che assume la seguente specificazione:

$$[31] R_t = \varphi_t \cdot R_{t-1} + F \cdot \beta_t + \eta_t \text{ con } \eta_t \sim N(0, w_t)$$

$$[32] \begin{pmatrix} \beta_t \\ \varphi_t \end{pmatrix} = H \cdot \begin{pmatrix} \beta_{t-1} \\ \varphi_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_t \text{ con } \varepsilon_t \sim N(0, v_t)$$

con:

$$[33] w_t = \phi_0 + \phi_1 \cdot \eta_{t-1}^2 + \phi_2 w_{t-1}$$

$$[34] v_t = \chi \cdot w_t \cdot Id$$

con χ sta a segnalare un rapporto di disturbo, il quale è un iperparametro che indica il livello di disturbo nell'equazione di transizione e pertanto nel vettore del sistema degli stati. Per rendere il

modello condizionatamente gaussiano, risulta necessario trattare la varianza nell'equazione di osservazione o di misura in più vie. Una prima è quella di sostituire ricorsivamente w_{t-1} utilizzando la sua definizione [11] e assumere che il valore di w_{t-j} che otteniamo dopo j sostituzioni ricorsive sia trascurabile. Alternativamente, è possibile inserire w_{t-j} nel vettore dello stato iniziale del sistema e stimarlo come un parametro. Nella presente ricerca, optiamo per riscrivere l'equazione [33] nella formulazione seguente (Harvey et al. [1992]):

$$[35] \quad w_t = \phi_0 + \phi_1 \cdot E_{t-1}(\eta_{t-1}^2) + \phi_2 \cdot E_{t-2}(w_{t-1})$$

la quale può essere inserita tra le altre equazioni di previsione nel Filtro di Kalman, assumendo:

$$[36] \quad w_{t|t-1} = \phi_0 + \phi_1 \cdot E_{t-1}(\eta_{t-1}^2) + \phi_2 \cdot E_{t-2}(w_{t-1})$$

$$[37] \quad E_{t-2}(w_{t-1}) = w_{t-1|t-2}, \quad E_{t-1}(\eta_{t-1}^2) = \hat{\eta}_{t-1}^2$$

Metodologia di stima: Il filtro di Kalman e la massima verosimiglianza

Questo strumento, sviluppato in origine nella letteratura ingegneristica, rappresenta un sistema di equazioni che permette ad uno stimatore di essere aggiornato ogni volta che una nuova osservazione diviene disponibile (si veda Harvey [1981]).

L'algoritmo relativo è ipotizzabile come un processo distinto in due fasi incentrate su:

- a) un'equazione di previsione, che riguarda la formazione del previsore ottimo della prima osservazione, date tutte le informazioni disponibili fino al momento corrente;
- b) un'equazione di aggiornamento, che riguarda la raccolta della nuova osservazione e quindi della ulteriore informazione a posteriori, da incorporare nello stimatore.

Questa combinazione di informazioni a priori con informazioni a posteriori avviene secondo un meccanismo di correzione basato sul contributo in particolare di due grandezze.

La prima è la cosiddetta *sequenza innovativa*, intesa come un insieme di innovazioni occorse nell'arco temporale su cui si osserva la serie storica, ovvero, equivalentemente, come sequenza degli errori di previsione un passo avanti (*one step ahead*) direttamente ricavabili dalla differenza tra l'osservazione effettiva in un certo istante e la previsione della stessa ottenuta all'istante precedente.

La seconda grandezza è il *guadagno del filtro di Kalman*, una matrice di pesi solitamente indicata con il simbolo K , variabile nel tempo e rappresentante la quantità di informazioni contenute nella sequenza innovativa riguardo lo stato del periodo di cui si vuole trovare la stima.

Occorre necessariamente precisare che l'utilizzo del filtro di Kalman richiede la formulazione di un modello su cui essere applicato; questo è lo *State Space Model*, o modello a spazio degli stati, una rappresentazione che prevede due fondamentali assunzioni incentrate su due gruppi di equazioni, l'*equazione di transizione* (o di sistema) e l'*equazione di osservazione* (o di misurazione).

La prima assunzione è relativa alla descrizione del processo stocastico attraverso un *sistema lineare dinamico* (Harrison e Stevens [1976]) sollecitato da un processo con le caratteristiche di un rumore bianco (WN); per cui dal sistema deriva un processo casuale, soluzione di un'equazione di transizione basata sulla proprietà markoviana che implica l'indipendenza dello stato futuro di un processo dal proprio passato, dato lo stato presente.

La seconda assunzione è relativa alla descrizione della osservazione intesa come somma del segnale ricercato e rappresentato dal vettore di stato e di una componente erratica; l'equazione di osservazione descriverà in altri termini la relazione tra lo stato ed un vettore di misurazione ed è data nella nota forma della regressione, in cui il vettore dei coefficienti di regressione è lo stato, ovvero un vettore di variabili stocastiche, che viene moltiplicato per una matrice di regressori e, quindi, il loro prodotto sommato ad un vettore di errori casuali di osservazione.

Il sistema di equazioni risultante è il seguente:

$$\begin{cases} \beta_t = H_t \beta_{t-1} + G_t \varepsilon_t \\ R_t = F_t \beta_t + \eta_t \end{cases}$$

dove: $\beta = k \times 1$ vettore di stato;

| | |
|----------------------------|---|
| $H = k \times k$ | matrice di transizione; |
| $\varepsilon = g \times 1$ | vettore di disturbi del sistema; |
| $G = k \times g$ | matrice di transizione o regolazione dei disturbi di sistema; |
| $R_t = n \times 1$ | vettore di osservazione; |
| $F_t = n \times k$ | matrice dei regressori; |
| $\eta = n \times 1$ | vettore di errori di osservazione. |

A partire quindi da certe ipotesi, che possono essere così sinteticamente riassunte:

- 1) R, H, G e F sono grandezze note in ogni istante;
- 2) le variabili casuali ε e η sono normalmente e indipendentemente distribuite a media nulla e matrice di varianze e covarianze note e rispettivamente indicate con V_t e W_t (sono matrici positive semidefinite), per cui:
 $\varepsilon_t \sim N(0, V_t); \eta_t \sim N(0, W_t)$.
- 3) lo stato iniziale del sistema ($t = 0$) è una variabile casuale normalmente ed indipendentemente distribuita con media b_0 e matrice di varianze e covarianze (positiva semidefinita) P_0 , per cui:
 $\beta_0 \sim NID(b_0, P_0)$, con $P_0 = E[(\beta_0 - b_0)(\beta_0 - b_0)^T]$
- 4) i disturbi di sistema e di osservazione sono incorrelati tra loro e con il vettore di stato al momento iniziale, β_0 .

Lo scopo del filtro di Kalman è costruire ricorsivamente la stima, per esempio, dello stato β_{t+1} , indicata con $\hat{\beta}_{t+1}$, data l'osservazione R_{t+1} , aggiornando la stima dello stato ottenuta all'istante precedente ed indicata con $\hat{\beta}_t$.

Il vettore dello stato β_t e gli *iperparametri* non conosciuti nel modello *state-space* sono stati stimati utilizzando l'algoritmo del Filtro di Kalman. Se noi chiamiamo $b_{t|t-1}$ il previsore di β_t condizionatamente all'insieme di informazione disponibile al tempo $t-1$ e $P_{t|t-1}$ la sua matrice di covarianza, la stima di Kalman è ottenuta attraverso l'algoritmo di seguito descritto:

$$[38] \quad b_{t|t-1} = H_t \cdot b_t + c_t$$

$$[39] \quad P_{t|t-1} = H_t \cdot P_{t-1|t-1} \cdot H_t' + G_t \cdot V_t \cdot G_t'$$

Quando l'osservazione R_t diviene disponibile, la stima di β_t è aggiornata impiegando le seguenti formule:

$$[40] \quad b_{t|t} = b_{t|t-1} + P_{t|t-1} \cdot F_t' \cdot K_t^{-1} \cdot (R_t - F_t \cdot b_{t|t-1} - d_t)$$

$$[41] \quad P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} \cdot F_t' \cdot K_t^{-1} \cdot F_t \cdot P_{t|t-1}$$

$$[42] \quad K_t = F_t \cdot P_{t|t-1} \cdot F_t' + W_t$$

Il passaggio diretto da $b_{t|t-1}$ (o da $b_{t-1|t-1}$) a $b_{t|t}$ può essere ottenuto come segue:

$$[43] \quad b_{t+1|t} = (H_{t+1} - J_t \cdot F_t') \cdot b_{t|t-1} + J_t \cdot R_t + (c_{t+1} - J_t \cdot d_t)$$

$$[44] \quad J_t = H_{t+1} \cdot P_{t|t-1} \cdot F_t' \cdot K_t^{-1} \quad (\text{Kalman Gain})$$

Tra le proprietà del filtro di Kalman troviamo le seguenti. Lo stimatore $b_{t|t}$ è quello a minore errore quadratico medio (MMSE) di β_t quando il modello è gaussiano; in caso contrario viene definito come lo stimatore lineare a minore errore quadratico medio (MMSLE).

Indichiamo l'errore di previsione o *innovazione* (*innovation*) con:

$$[45] \quad I_t = R_t - \hat{R}_t = F_t \cdot (\beta_t - b_{t|t-1}) + \eta_t$$

Esso riveste un ruolo fondamentale nelle equazioni di *updating*, in quanto consente di inserire nel sistema la nuova informazione contenuta nelle variabili osservabili. In un modello gaussiano la innovazione ha media zero e varianza pari a K_t . Nel caso di modelli non gaussiani le proprietà continuano a valere se le matrici di sistema sono fisse e note a priori.

Stima della massima verosimiglianza

Dal momento che le caratteristiche principali delle serie storiche è la dipendenza intertemporale tra le osservazioni, utilizziamo la seguente decomposizione della funzione di verosimiglianza:

$$[46] L(R; \Psi) = \prod_{t=1}^T p(R_t | \Theta_{t-1})$$

dove $p(R_t | \Theta_{t-1})$ indica la distribuzione di R_t condizionale all'insieme di informazione al tempo $t-1$, $\Theta_{t-1} = \{R_1, \dots, R_{t-1}\}$. Sotto le ipotesi di normalità sulle condizioni iniziali, la funzione di probabilità condizionale è essa stessa normale con media:

$$[47] E_{t-1}(R_t) = F_t \cdot b_{t|t-1} + d_t$$

e varianza:

$$[48] Var_{t-1}(R_t) \cdot K_t = F_t \cdot P_{t|t-1} \cdot F_t' + W_t.$$

La funzione di log-verosimiglianza per i modelli gaussiani può essere scritta:

$$[49] \log L = -\frac{N \cdot T}{2} \cdot \log(2 \cdot \pi) - \frac{1}{2} \cdot \sum_{t=1}^T \log |K_t| - \frac{1}{2} \cdot \sum_{t=1}^T (I_t' \cdot K_t^{-1} \cdot I_t)$$

con $I_t = R_t - \hat{R}_{t|t-1}$. L'equazione [27] è conosciuta come la forma di scomposizione dell'errore di previsione prodotta dal filtro ad ogni passo. I parametri non conosciuti possono essere stimati attraverso la massimizzazione numerica della log-verosimiglianza. Nella presente ricerca utilizziamo il metodo del gradiente implementato in GAUSS.

Accenniamo ad un altro procedimento di stima degli iperparametri il quale è asintoticamente equivalente alla stima ML sotto particolari condizioni. Il metodo consiste nella massimizzazione degli errori di previsione:

$$[50] S(\Psi) = \sum_{t=1}^T (I_t' \cdot I_t)$$

e rientra anch'esso nell'insieme dei metodi di stima basati sulla *prediction error decomposition*.

Nella stima degli iperparametri possono sorgere anche problemi di tipo numerico. A questo scopo, in letteratura, sono stati sviluppati altri algoritmi tra i quali l'algoritmo E-M, l'Innovation Correlation Method e l'algoritmo SRIF (square root iterative filter). Nel presente lavoro di ricerca, non abbiamo riscontrato particolari problemi numerici nell'implementazione del filtro di Kalman e non abbiamo quindi fatto ricorso a questi algoritmi alternativi.

8. Cumsum test

In questo lavoro abbiamo utilizzato il test cumsum, basato sui residui ricorsivi, allo scopo di verificare l'assenza di rotture strutturali nel modello.

L'insieme di parametri $\Psi = [\Psi_* \sigma^2]$ può essere partizionato in modo tale che il filtro non dipenda dal parametro varianza del termine di disturbo. Per dati valori di Ψ_* è possibile standardizzare i residui ricorsivi del filtro:

$$(*1) \tilde{I}_t = \frac{I_t}{k_t^{1/2}} \text{ con } t = d+1, \dots, T$$

dove d rappresenta il numero di osservazioni necessarie ad inizializzare il filtro di Kalman. Si pu infatti dimostrare che un modello correttamente specificato con parametri noti ha la seguente proprietà:

$$(*2) \tilde{I}_t \sim N(0, \sigma_*^2)$$

proprietà che vale in modo approssimato, quando sostituiamo le stime ai parametri.

Definiamo ora i *cumulative sum of squares*, i quali rappresentano la statistica di riferimento per il test di rottura strutturale:

$$(*3) CUMSUM(t) = \hat{\sigma}_*^{-1} \sum_{j=d+1}^t \tilde{I}_j \quad \text{con } t = d+1, \dots, T$$

$$(*4) \hat{\sigma}_*^2 = (T-d-1)^{-1} \cdot \sum_{t=d+1}^T (\tilde{I}_t - \tilde{I})^2$$

$$(*5) \tilde{I} = \frac{1}{(T-d-1)} \cdot \sum_{t=d+1}^T \tilde{I}_t$$

Le bande del test vengono rappresentate graficamente come due linee rette le cui equazioni sono:

$$(*6) CUMSUM = \pm \left[a \cdot \sqrt{T-d} + 2 \cdot a \cdot \frac{(t-d)}{\sqrt{T-d}} \right]$$

in cui a vale 0,948 ad un livello di significatività del 5% e 0,850 ad un livello del 10%. Il test di rottura strutturale viene condotto anche graficamente rappresentando la seguente quantità:

$$(*7) CUMSUM(t) = \frac{\sum_{j=d+1}^t \tilde{I}_j^2}{\sum_{t=d+1}^T \tilde{I}_t^2}$$

Ricordiamo che i residui del filtro di Kalman possono essere utilizzati per altri test per i quali rinviamo ad Harvey [1989].

Dalle analisi condotte e dai grafici riportati in Appendice abbiamo evidenziato che i risultati in termini di stabilità dei parametri per tutto il periodo campionario sono ottimi.

9. Test diagnostici sui residui

Un termine di errore omoschedastico e non autocorrelato denota, da un punto di vista squisitamente statistico, un'ipotesi potente, sulla quale viene derivata un'intera gamma di test statistici, che, in assenza di questa ipotesi, risultano distorti, rendendo di conseguenza necessarie procedure alternative. Risulta dunque indispensabile analizzare le proprietà dei termini di errore per stabilire se i test statistici possono essere correttamente applicati. Spesso questa proprietà è assunta implicitamente, e talvolta esplicitamente, come una caratteristica auspicabile di una relazione economica specificata correttamente. Dal momento che lo scopo di questa relazione è rappresentare un modello del comportamento del rendimento dell'indice di Borsa, non potrebbe trattarsi di un buon modello se l'effetto delle variabili omesse si traducesse in un qualche sistema sistematico di autocorrelazione. Una specificazione errata della forma funzionale può quindi portare ad errori non casuali; quindi, considerazioni statistiche ed economiche portano, in ugual misura, a relazioni con disturbi ottimali. Pertanto abbiamo ritenuto necessario compiere dei test diagnostici sui residui del modello, di seguito elencati:

- 1) Correlagramma dei residui;
- 2) Autocorrelazione degli errori dal ritardo da 1 a 12;
- 3) Arch test con ritardo da 1 a 12;
- 4) Normalità dei residui;
- 5) Test di eteroschedasticità;
- 6) Test di forma funzionale del modello;
- 7) Test di analisi dinamica:
 - 7.1) Equazione di lungo periodo;
 - 7.2) Test di significatività del coefficiente di ciascuna variabile;
 - 7.3) Test di significatività di ogni ritardo temporale;

8) Test di autocorrelazione di Durbin-Watson.

Dai test, i cui risultati sono riportati sulla tavola 6, possiamo dedurre che le ipotesi di non-autocorrelazione, omoschedasticità e normalità dei residui possono essere accettate su base statistica. Si mostrano, inoltre, in Appendice, un grafico che confronta i valori effettivi e quelli stimati nei livelli, quelli relativi ai test diagnostici operati ed i grafici dei *fitted value* dei rendimenti, i *cross-plot*, il correlogramma e la funzione di densità normale che approssima la distribuzione empirica dei residui.

10. La giustificazione economica delle variabili economiche considerate

Le componenti macroeconomiche legate all'inflazione

L'indice dei prezzi delle materie prime aventi mercato internazionale (maggiore peso assunto dal prezzo del petrolio)

Nell'insieme dei fattori, è stato considerato il prezzo medio mensile del petrolio Brent in \$ per barile espresso in variazioni logaritmiche. Per l'economia italiana, questa variabile, non solo cattura una determinante degli *shocks* di produzione, ma anche, in parte, approssima gli *shocks* della bilancia dei pagamenti, causati dal peso considerevole delle importazioni di petrolio nel commercio con l'estero. Questo spiega l'importanza del segno negativo del coefficiente di cui sopra (-0,12403 con un t-value corrispondente a -1,959: vedi tavola 5): inoltre, c'è da aggiungere che, a causa della forte incidenza in termini di capitalizzazione dei titoli industriali nell'indice Comit globale, un aumento del prezzo del greggio deprime i corsi azionari perché provoca negli operatori aspettative di rialzo dei costi di quelle attività che lo utilizzano e, di conseguenza, un aumento atteso dell'indice generale dei prezzi al consumo dell'indice. Rimane da considerare il fatto che le tensioni inflattive sui mercati delle materie prime aventi mercato internazionale, producono generalmente un effetto negativo sui corsi. Per i mercati azionari dei paesi di forte industrializzazione, un aumento del prezzo delle materie prime può portare ad un ridimensionamento dei profitti futuri attesi, determinando un calo generalizzato delle quotazioni.

L'effetto dell'indice dei prezzi al consumo

L'indice di prezzo più rilevante per misurare le variazioni del potere d'acquisto della moneta e delle retribuzioni è quello al consumo. Lo stesso indice è anche quello più comunemente usato per fornire indicazioni sull'andamento dell'inflazione. Con riferimento all'orizzonte temporale di valutazione dell'inflazione, si possono costruire ed utilizzare diverse misure di variazione dell'indice di prezzo: abbiamo optato per una misura cosiddetta "*variazione congiunturale*" ossia la variazione logaritmica dell'indice relativo ad un dato periodo (mese) rispetto al periodo immediatamente precedente, in quanto si ritiene più adatta ad esaminare la dinamica inflazionistica di breve periodo, sebbene sia influenzata da fenomeni stagionali, in parte anche riconducibili a problemi di rilevazioni statistiche. Sarebbe più opportuno utilizzare le variazioni mensili opportunamente destagionalizzate e perequate, al fine di eliminare i fattori di accidentalità sopra segnalati.

Nel modello, l'effetto dell'inflazione è negativo e indubbiamente molto forte con un t-value pari a -2,586. Le valutazioni sull'influenza esercitata dall'inflazione sono diverse e spesso contrastanti: per citare un esempio, questo risultato si discosta dagli studi di Verga [1984], il quale fa notare il ruolo positivo giocato dall'inflazione nella crescita dei rendimenti azionari, confermando quella teoria secondo la quale le azioni, rappresentando una fonte di reddito di un'attività reale, costituiscono un bene rifugio contro la perdita del potere d'acquisto della moneta. Ma il legame tra l'effetto dell'inflazione ed il rendimento dell'indice Comit risulta più complesso poiché la spinta inflazionistica è strettamente correlata al costo delle materie prime (il greggio in testa), che si traduce in una diminuzione dei margini reddituali delle società quotate e quindi in un minor interesse per il mercato azionario. Concludendo, un aumento dell'inflazione e del prezzo delle materie prime innesca una tendenza ribassista per il settore azionario.

L'indice del costo del lavoro per unità di prodotto

Tra i pochi dati messi a disposizione con regolarità figurano gli Indicatori del lavoro nelle grandi imprese, predisposti dall'I.S.T.A.T. e resi noti a circa tre mesi di distanza dalla data di riferimento. Gli Indicatori del lavoro nelle grandi imprese (oltre 500 dipendenti) sono numeri indici mensili, distinti in due gruppi di serie: uno relativo alle grandi imprese industriali (ILGII), l'altro alle grandi imprese del settore terziario (ILGIT). La pubblicazione degli ILGIT è iniziata nel 1993 con base 1992, mentre gli ILGII hanno una storia più lunga: quelli attualmente pubblicati hanno il 1988 come anno base, ma i primi dati risalgono agli inizi degli anni settanta. Le principali grandezze oggetto di indagine sono l'occupazione, le ore lavorate e le retribuzioni di fatto, con vari dettagli per ciascuna variabile. Nonostante il campo di osservazione circoscritto (le imprese con oltre 500 addetti), la periodicità mensile degli indicatori ne fa un importante punto di riferimento per l'analisi congiunturale del mercato del lavoro. L'interesse è particolarmente sentito in merito alle retribuzioni di fatto, per le quali l'unico altro riferimento ufficiale è, al momento attuale, la contabilità nazionale. L'interpretazione della dinamica delle retribuzioni di fatto, a partire dagli indicatori, presenta però qualche problema, legato a caratteristiche proprie della rilevazione. Alcuni dati ricavabili dalla rilevazione degli indicatori del lavoro nelle grandi imprese si segnalano per il particolare interesse: i dati sull'andamento dell'occupazione e sui relativi flussi in ingresso ed in uscita, ad esempio, sono un'informazione preziosa dal punto di vista congiunturale, e si prestano a confronti con i dati di contabilità nazionale per mettere in luce eventuali differenze legate alla dimensione aziendale; i dati sulle ore lavorate pro capite sono attualmente gli unici dati ufficiali sulle ore lavorate rilevati presso le imprese. La variabile che abbiamo riscontrato interessante nella nostra analisi è l'indice del costo del lavoro per unità di prodotto che presenta un *t-value* pari a 4,565 e quindi informativa nell'indagine eseguita.

L'offerta di moneta M3 Euro

Il presente lavoro mira a sottoporre a test l'ipotesi che i corsi azionari seguano un andamento spiegabile in termini economici. In particolare, poi, si propone di isolare, tra i fattori che influenzano i corsi azionari, la moneta, e di valutare la relazione tra l'offerta di moneta e i prezzi delle azioni. I legami tra moneta e azioni sono di vario tipo. Il canale più importante è forse quello che opera attraverso la redistribuzione dei portafogli che vengono squilibrati da un'inattesa variazione della quantità di moneta. L'improvviso aumento dell'offerta di un'attività finanziaria come la moneta, creando una differenza tra la quota di ricchezza effettivamente investita in quell'attività e la quota desiderata, determina una situazione di squilibrio in tutti i portafogli. L'investitore individuale può riequilibrare il suo portafoglio scambiando moneta con altre attività, ma il mercato nel suo complesso non può farlo, e deve in qualche modo detenere le aumentate consistenze monetarie. Tuttavia, il tentativo dei singoli investitori di riportare il proprio portafoglio in una situazione di equilibrio altera i prezzi relativi delle varie attività e trasmette così l'effetto della moneta sui vari mercati. Tale impatto è un misto di effetto ricchezza e di effetto sostituzione. Il primo è dovuto al fatto che la crescita della moneta fa aumentare la ricchezza complessiva e induce i proprietari della ricchezza ad espandere i loro acquisti di attività finanziarie e reali e di beni di consumo; tale effetto si determina naturalmente solo se l'aumento della moneta non è avvenuto tutto a spese del volume di titoli pubblici dell'economia, nel qual caso la ricchezza dell'economia resterebbe invariata. Più rilevante è l'effetto sostituzione: l'aumento della quantità di moneta ne riduce il rendimento marginale implicito, cioè rende la moneta meno desiderabile, e induce a spostarsi verso altre attività. La rapidità della variazione dei vari tassi d'interesse, dei prezzi dei beni capitali, e dei corsi azionari dipende dalla velocità di riaggiustamento delle scorte monetarie alla quota desiderata.

La variabile che abbiamo introdotto per studiare l'effetto del meccanismo della politica monetaria sul comportamento degli operatori finanziari è l'aggregato M3 Euro che presenta un segno positivo in coerenza con quanto sopra riportato ed avente un *t-value* significativo pari a 2,196 e quindi informativo ai fini del nostro studio.

Gli strumenti di politica monetaria e le condizioni di scambio internazionale

I tassi d'interesse

Sono state individuate quattro variabili legate alla dinamica dei mercati obbligazionari e strettamente interagenti con il mercato azionario, dati i rapidi spostamenti di capitali da un settore all'altro, determinati esclusivamente dalla convenienza e dalla potenzialità di profitto che quel mercato sarà in grado di generare. Sono stati inclusi i tassi a medio/lungo termine italiani a 5 anni, il tasso sui depositi a 3 mesi sul mercato dell'euro lira mentre la terza e la quarta variabile vogliono rappresentare gli strumenti di politica monetaria internazionali adottati dalle banche centrali USA ed EURO: i *Federal Funds* a tre mesi ed il tasso *Refi* Euro. Il mercato dei titoli a reddito fisso USA è, chiaramente, il mercato che esprime i prezzi più significativi, perché forte di una liquidità pari a circa 3 volte quella della Germania, il secondo mercato più importante. Rimane da sottolineare la minor capacità esplicativa dei tassi a lungo termine italiani rispetto a quelli a medio o lungo termine: la stessa situazione dicasi per quanto riguarda l'inclinazione della struttura a termine dei tassi italiana, data dalla differenza tra i tassi a lungo e i tassi a breve termine.

L'effetto negativo dei tassi d'interesse era nelle aspettative. Al crescere del livello dei tassi d'interesse, le quotazioni azionarie flettono. L'elevazione dei tassi d'interesse genera maggiori costi per le imprese, determinando un effetto negativo sui loro risultati gestionali; inoltre, genera maggiori costi agli operatori per mettere in atto gli investimenti in titoli azionari: per questi due motivi, al crescere dei tassi d'interesse, il mercato azionario reagisce negativamente con una flessione dei corsi azionari. Il tasso d'interesse rappresenta, infatti, il rendimento di un'attività alternativa a quella azionaria, con un minor rischio.

I cambi

Considerato il peso significativo del commercio internazionale nell'economia italiana, il panorama della profittabilità delle aziende italiane è direttamente legato alle condizioni di scambio e, più generalmente, alla competitività internazionale. La variabile, che cattura meglio quest'ultimo aspetto, è il tasso di cambio reale effettivo, in qualità di indicatore più largamente impiegato per accertare la competitività delle esportazioni del Paese: però, tale fattore non ha confermato nel modello le nostre aspettative, dato il trascurabile potere informativo riscontrato attraverso l'analisi di correlazione parziale. Una variabile, che tiene conto degli impulsi di origine estera, è il cambio lira vs. dollaro: sul mercato italiano, l'impulso è positivo perché un deprezzamento atteso della lira rispetto al \$ viene inteso come stimolo alle esportazioni e all'attività economica generale. Quest'ultimo aspetto viene confermato dal segno positivo del coefficiente, avente una buona capacità esplicativa (0,080803; 7,439). Per quanto concerne il ruolo specifico del dollaro per la nostra economia, il deprezzamento della lira sulla valuta statunitense ha influenzato il nostro paese, in tema di approvvigionamento di materie prime energetiche e non, a causa della forte dipendenza dall'estero. Il comportamento del dollaro ha sempre condizionato i nostri mercati di esportazione, sia per quanto riguarda la tipicità della gamma di beni offerti che dei mercati di vendita. E' opportuno evidenziare che, nelle fasi in cui si è avuto un maggior deprezzamento della lira, sono venuti a crearsi i presupposti per le condizioni favorevoli ed ottimali per le esportazioni italiane, il tutto però nel contesto di un modello di specializzazione italiano con le sue peculiarità.

Indicatori legati al Momentum e alla Microstruttura del mercato

Componenti valutative di mercato

La scelta dei fattori di rischio rappresentativi delle componenti valutative da utilizzare nell'analisi dell'andamento di mercato della borsa italiana si basa sugli studi effettuati da una vastissima letteratura teorica ed empirica sui modelli di *Asset Pricing*. Buona parte di questa letteratura ha svolto sempre un ruolo trainante per la letteratura applicata alla valutazione della performance dei portafogli gestiti. Nei recenti contributi di Fama-French [1992; 1993], si dimostra come sia la capitalizzazione di Borsa (ME) che il rapporto mezzi propri/capitalizzazione (BE) siano dei fattori significativi per la formazione dei prezzi azionari nel mercato statunitense. Nel nostro studio

utilizziamo le conclusioni del lavoro di Aleati-Gottardo-Murgia (AGM, 1994) per il mercato azionario italiano. In esso si dimostra un certo parallelismo con i risultati di FF per il mercato statunitense. Tuttavia la borsa italiana presenta delle specificità che sono legate a variabili di stato più consone alle caratteristiche della nostra macroeconomia. Abbiamo incluso nel nostro modello tre variabili interessanti rappresentative, da un lato, dei volumi di scambio espressi in valori e la capitalizzazione di Borsa rapportata al Prodotto Interno Lordo, dall'altro, per cogliere l'effetto dimensione del nostro mercato azionario. La terza incorpora invece l'informazione sulla crescita degli utili delle società quotate nel mercato azionario italiano visti in una dimensione aggregata. Le variabili inserite sono risultate le più significative, per la previsione dell'andamento di mercato, (rispettivamente *t-value* pari a 4,070; 2,693; 3,859) tra un ampio ventaglio di componenti valutative proposte nell'introduzione.

Fondi Comuni di Investimento

La crescente importanza del risparmio gestito ci ha portato ad analizzare come ulteriore fattore legato alla microstruttura e, non meno importante, indicatore di liquidità per il nostro mercato azionario la domanda di attività finanziarie da parte dei fondi comuni di investimento la cui informazione viene incorporata nelle seguenti due variabili: la raccolta netta totale fondi azionari e i *cash inflows* dei fondi comuni italiani. L'esito dell'analisi ha confermato le nostre aspettative di impatto positivo a livello corrente di contenuto informativo altamente significativo (*t-value* pari a 8,130; 8,829). Quanto affermato è testimoniato dal fatto che il rapido e massiccio passaggio dall'intermediazione ai mercati avvenuto negli ultimi anni trova evidenza nei dati sul mutamento di composizione della ricchezza finanziaria delle famiglie. Fra la fine del 1995 e gli inizi del 2000, la quota di circolante, depositi, obbligazioni e titoli di stato è scesa dal 71 al 42%. Nello stesso periodo, quella di azioni e partecipazioni è raddoppiata, dal 13 al 26%, in larga parte per effetto dell'aumento del possesso diretto di azioni quotate. La quota gestita da organismi di investimento collettivo di diritto italiano è passata dal 4 al 20%; arriva al 30% quando si includano anche quelli di diritto estero e le gestioni individuali, mentre il peso delle attività sull'estero è raddoppiato.

Indicatori relativi al mercato azionario e ai fattori di integrazione internazionale

Nel modello è presente l'indice *FTSE 100* ritardato di 2 periodi con segno positivo (0,28337) avente un buon impatto (*t-value* pari a 4,267). La scelta definitiva dell'inclusione di questo indice è il risultato di una ricerca sull'analisi delle correlazioni parziali tra il rendimento dell'indice della Borsa Italiana e quelli delle più importanti Borse internazionali. Sono stati esaminati i possibili *comovements* con i rendimenti dell'indice *Dow Jones*, *S&P 500*, *IBEX*, *FRCAC40*, *DAX*, *Morgan Stanley Capital International* ed *Emergency Markets*, senza però ottenere alcun risultato soddisfacente: l'indice di mercato più interessante è il *FTSE 100* di Londra.

L'effetto novità dei titoli *high-tech* ed *internet related*, indiscussi protagonisti della "*New Economy*", che hanno monopolizzato il mercato negli ultimi mesi trascinandolo verso performance esaltanti, è stato colto in questo modello dalla serie dei rendimenti del *Nasdaq100* di segno negativo e avente un discreto impatto (*t-value* pari a -2,084).

Disavanzo pubblico in rapporto al Prodotto Interno Lordo

Riguardo all'aspetto di integrazione internazionale Harvey [1999] menziona come potenziale variabile rappresentativa della categoria il rapporto tra il disavanzo pubblico ed il Prodotto Interno Lordo. Nel corso degli ultimi decenni, infatti, il fabbisogno del settore statale è diventato il principale parametro di riferimento per la valutazione e la programmazione dell'andamento della finanza pubblica. Le difficoltà incontrate nella correzione dello squilibrio dei conti pubblici hanno richiesto l'utilizzo di un indicatore che potesse essere calcolato in tempi estremamente rapidi, consentisse inoltre di collegare la politica di bilancio alla politica monetaria e alla gestione del debito pubblico e fosse anche rappresentativo delle transazioni finanziarie poste in essere da un ampio insieme di enti pubblici. In tale contesto, quando abbiamo studiato il potenziale contributo di

tale variabile nella spiegazione dell'andamento del mercato azionario italiano, il fabbisogno statale rapportato al Prodotto Interno Lordo ha rappresentato la risposta più efficace a queste esigenze, malgrado il considerevole ritardo della rilevazione del corrispondente dato (coefficiente avente segno negativo pari a $-0,18721$ con t -value di forte importanza $-3,550$).

I Leading Indicators

L'attività di analisi e descrizione della congiuntura si fonda sulla disponibilità di informazioni sintetiche e tempestive che permettano di cogliere con il maggior anticipo possibile le tendenze del ciclo economico. L'analisi degli andamenti congiunturali sarebbe enormemente rafforzata se arrivasse a comprendere tecniche atte a cogliere, con il maggior anticipo possibile, le tendenze del ciclo economico. A tal fine, si è sviluppata, in letteratura, una attenzione crescente rivolta alla valutazione del contenuto informativo incorporato nelle variabili finanziarie dal punto di vista della loro capacità anticipatrice dell'andamento di grandezze macroeconomiche "reali" fondamentali.

Gli indici di consenso rielaborati dall'*I.S.A.E.*, Istituto per lo Studio e l'Analisi Economica, ex *I.S.C.O.*, e pubblicati ogni mese nella collana dei *Quaderni Analitici*, raccolgono numerose e dettagliate informazioni su comportamenti di spesa, aspetti di natura psicologica come il giudizio sulla situazione del paese e aspettative delle famiglie e delle aziende. Tra la vasta gamma di indici di consenso che sono stati analizzati, quelli più rappresentativi e che hanno offerto un maggior contributo alla performance del modello sono i seguenti: l'opinione sulla situazione generale del paese e la relativa tendenza a 3 mesi, l'indicatore di confidenza del settore industriale, quello di tendenza degli ordinativi di beni durevoli rappresentativi dello stock di investimenti fissi e l'indicatore che incorpora l'informazione sulla tendenza della produzione industriale reale del Paese. L'impatto dei sopra citati indici è fortemente positivo sull'indice Comit di Borsa (t -value rispettivamente pari a $-3,980$; $5,956$; $5,133$; $2,229$; $3,734$).

Vale la pena ricordare che i risultati delle indagini sono di natura puramente "qualitativa"; tuttavia, si possono riscontrare, in letteratura, delle metodologie statistiche finalizzate a rendere "quantificabile" tale informazione, dal saldo tra risposte positive e negative alla più elegante e raffinata procedura di Carlson e Parkin [1975]. L'impiego del saldo, in questo modello, come metodo di identificazione di indagini qualitative, è giustificato sotto specifiche ipotesi sulle caratteristiche soggettive delle funzioni di risposta degli individui. Alcuni studi hanno, tuttavia, dimostrato (Fansten [1976], Abou A. e Szapiro [1984] e D'Elia E. [1991]) che i vari metodi disponibili forniscono risultati molto simili.

La liquidità

L'effetto gennaio-febbraio

Il fattore liquidità coinvolge l'effetto gennaio-febbraio contraddistinto dal fatto di essere un periodo in cui avviene il pagamento di cedole ed il rimborso netto di titoli di Stato a cui vanno sommati i flussi rivenienti dalle componenti *cash* delle *O.P.V.-S.* (Offerte Pubbliche di Vendita e Sottoscrizione) recentemente concluse nel mercato e l'impatto delle offerte pubbliche di vendita e sottoscrizione, tra cui le recenti privatizzazioni, sulla Borsa.

Le Initial Public Offers (I.P.O.'s)

Le aspettative degli operatori finanziari nei confronti delle privatizzazioni e delle *I.P.O.* (*Initial Public Offers*), in generale, danno adito ad una duplice considerazione: anzitutto, la consapevolezza di una forte iniezione di liquidità sul mercato e, di conseguenza, la riqualificazione del listino che migliori la funzionalità della Borsa e che attragga la quotazione delle numerose imprese private di medio-grandi dimensioni. Complessivamente, la presenza delle società quotate rispetto a quelle potenzialmente quotabili e, come dimostra la significatività della variabile *I.P.O.* di modesta entità (t -value pari a $1,908$), la partecipazione degli operatori finanziari si infiamma in occasione delle grandi privatizzazioni o nel fenomeno cosiddetto "caccia alle matricole" oppure sulla scia di un già consolidato rialzo della Borsa.

Le Dummies

Le Impulse Dummies

Le *impulse dummies* relative ai mesi di settembre e novembre del 1998 hanno l'obiettivo di cogliere le turbolenze finanziarie causate dalla crisi asiatica e russa, le quali hanno minato la credibilità del sistema finanziario internazionale. La crisi asiatica, iniziata a partire dalla metà del 1997, si è aggravata nei mesi successivi ed, estendendosi ad altri Paesi, ha assunto rilevanza mondiale. Alla metà di agosto del 1998, una grave crisi finanziaria ha investito la Russia: l'incertezza sull'evoluzione della situazione politica del Paese, l'incapacità del governo di risolvere il cronico problema dell'evasione fiscale, il peggioramento delle condizioni di scambio hanno indotto la Russia ad una forte svalutazione della valuta interna e al rinnovo del pagamento dei debiti privati e dello Stato. Queste turbolenze hanno coinvolto dapprima i mercati finanziari dei paesi emergenti, dove gli indici delle principali Borse dell'America Latina, Europa Centro-Orientale ed Asia hanno subito ingenti perdite. Gli effetti dirompenti non hanno tardato a farsi sentire anche sui mercati finanziari dei paesi industriali, dove si sono registrati bruschi spostamenti di capitali dalle azioni ai titoli pubblici, determinando, da un lato, un forte calo dei corsi azionari, dall'altro, un marcato ribasso dei rendimenti delle obbligazioni pubbliche. I rischi connessi con l'esposizione creditizia delle istituzioni finanziarie delle economie industriali potrebbero aver dato luogo alla repentina caduta degli indici generali di Borsa europei, nonostante l'Italia presentasse un livello trascurabile di esposizioni finanziarie per il basso grado di internalizzazione del proprio sistema bancario.

11. Confronto in previsione dei modelli

I criteri di selezione dei modelli sono stati basati sia su test statistici e criteri d'informazione appropriati all'interno del campione utilizzato per la stima, sia su criteri fondati sulla capacità previsiva, calcolati su un campione di validazione.

Sebbene la relazione tra la bontà di adattamento del modello e la sua capacità previsiva sia stata da tempo oggetto di discussione in letteratura (si veda ad esempio Biffignandi [1980]), risulta difficile stabilire un unico indicatore per valutare la bontà della specificazione.

Diverse misure di adattamento e di capacità previsiva evidenziano infatti aspetti differenti. I criteri di selezione dei modelli sono stati, pertanto, improntati sia sulla significatività statistica dei coefficienti, nell'ambito di una strategia che va dal generale al particolare, sia sull'analisi degli errori di previsione. Questi ultimi riassumono il contenuto informativo del modello e costituiscono, quindi, un importante criterio di confronto fra modelli alternativi. La considerazione simultanea di un ampio ventaglio di misure entro e fuori campione comporta, in generale, il problema della non univocità dei risultati di selezione dei modelli. Ad esempio, Swanson e White [1997] sottolineano la generale non corrispondenza tra migliore modello selezionato entro campione e migliore previsore fuori campione.

In questo particolare contesto, le misure della capacità previsiva fuori campione rivestono un duplice ruolo, in quanto permettono sia di valutare la possibile sovrapparametrizzazione dei modelli sia di riassumere il contenuto informativo.

Fra gli indicatori di capacità previsiva, se ne sono considerati alcuni univariati. Questi indicatori sono, da un lato, più facilmente interpretabili; dall'altro, la loro utilizzazione, in riferimento ai previsori unidimensionali, può comportare un non univoco ordinamento dei modelli.

Per valutare la distorsione dei previsori, si è calcolato l'errore medio della previsione (*ME*). Per valutare l'accuratezza, si sono considerate due diverse funzioni di perdita, una quadratica, collegata alla verosimiglianza gaussiana, ed una assoluta, che, pesando gli errori in modo proporzionale alla loro dimensione, è più vicina ad un contesto in cui le previsioni sui rendimenti sono legate direttamente alle perdite o ai ricavi di un investitore. Si sono, pertanto, calcolati il *RMSE* (*Root Mean Squared Error*) ed il *MAD* (*Mean Absolute Deviation*).

Si è, inoltre, considerato l'*U* di Theil, definito come $U = (\sum_i f(e_i) / \sum_i f(\Delta r_i))^{1/2}$, dove Δ indica l'operatore differenza, $f(x) = x^2$. Negli indicatori U_j di Theil gli errori di previsione sono

confrontati con quelli di un modello di passeggiata casuale nella metrica della funzione di perdita quadratica. Valori minori/maggiori di 1 per U_j indicano previsioni migliori/maggiori di quelli associati ad una passeggiata casuale.

Abbiamo confrontato in previsione la capacità informativa dei modelli a parametri costanti e variabili stimati con il filtro di Kalman. Il confronto in questo paragrafo riguarda previsioni *in the sample* per l'indice Comit (variabile endogena) fatte un mese in avanti per 24 mesi consecutivi, espandendo ad ogni mese la finestra dei dati (*expanding window*).

Il confronto dei modelli avviene in termini del ventaglio di misure di capacità previsiva di seguito rappresentato analiticamente:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}$$

$$MAE = \frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} |\hat{y}_t - y_t|$$

$$MAPE = \frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right|$$

$$U^2 \text{ THEIL} = \frac{\sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} \hat{y}_t^2} + \sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} y_t^2}}$$

Abbiamo scelto di valutare i modelli per tre diverse finestre temporali in modo da verificare l'esistenza di periodi in cui determinati modelli si comportano meglio, in termini del ventaglio di misure di capacità previsiva di cui sopra, rispetto ad altri. Un risultato interessante è la capacità del modello a parametri costanti, quello a varianza stocastica ed ECM a generare previsioni migliori di tutti gli altri modelli considerati, negli ultimi 24, 12 e 6 mesi del periodo campionario.

12. Previsioni a 3 mesi *ex-ante* sulle variabili esogene

Abbiamo proposto questa tipologia di modelli con l'obiettivo di prevedere l'indice di Borsa Comit su un orizzonte temporale di 3 mesi. Per la realizzazione di questo obiettivo sono necessarie le previsioni *ex-ante* sulle variabili esogene qualora non si abbia l'opportunità di avere a disposizione i ritardi fino ai tre *lags*: esse sono state elaborate dall'Ufficio Studi di Unicredito Banca Mobiliare con frequenza trimestrale. Per i dati mancanti tra l'ultimo dato ritardato rilevato e la prima previsione disponibile si è proceduto all'operazione di interpolazione lineare.

Il quadro prospettico a 3 mesi delineato dalla sinergia tra il modello e le previsioni disponibili offre spunti di analisi interessanti. Vengono riportate di seguito le motivazioni economiche che sottendono le previsioni relative alle variabili esogene.

Inflazione - Le materie prime, *oil* (prezzo Brent atteso \$/bar pari a 26,7) e non, sono tornate a calare (tasso di crescita previsto pari a -5,3% rispetto all'anno precedente), a conferma della minor tensione della domanda in un'economia globale che frena. Danno anche una mano a far rientrare le pressioni sui prezzi, giacché ancora una buona fetta dei passati rincari degli *input* importati non sono stati trasferiti sui listini. Ma il rischio di maggiore inflazione (stimata a +2,9%) viene dalla dinamica del costo del lavoro (+1,7%), che soprattutto in Italia potrebbe erodere un'altra fetta di competitività.

Tassi di interesse e valuta - L'Europa è l'area in cui l'allentamento delle condizioni monetarie non ha controindicazioni, ma è anche l'area dove questo allentamento ha maggiormente tardato, anche se si prevede la sospirata riduzione dei tassi (-0,25%). Almeno un quarto di punto è stato già anticipato dai mercati, dove si prevede che il tasso a 3 mesi (4,67%) scenderà in questa misura. Queste riduzioni, tuttavia, non agiscono secondo i canali dei libri di testo: stimolo agli investimenti o alle vendite a rate, sollievo a servizio del debito ... Nel contesto attuale, che vede la recessione che si autorealizza perché tutti ne sono convinti, il passaggio espansivo della politica monetaria è necessario per agire sulle attese, per modificare i comportamenti di spesa, per convincere che la recessione sarà evitata. Una convinzione che è più ragionevole per l'Europa (che non soffre di squilibri fondamentali) che per l'America, il che rende, paradossalmente, tanto più consigliabile la riduzione del costo del denaro alla Bce, prima ancora che alla Fed (livello pari a 5%). I tassi reali a breve saranno aggressivamente bassi in America: quelli a tre mesi, con un nominale al 4%, saranno a meno di mezzo punto, mentre il tasso reale a tre mesi sull'euro sarà di circa due punti. Questa disparità riflette la preoccupazione della Fed circa i pericoli cui va incontro l'economia americana, ma è certo che i tassi a breve sull'euro dovrebbero scendere, anche perché i rischi dell'economia Usa, via contagio di fiducia, sono anche i rischi dell'economia europea. I tassi a lunga nel trimestre interromperanno la discesa e saliranno leggermente in Usa (5,17%) e, ancora più leggermente, in Europa (4,86% quello italiano previsto a 5 anni, mentre 5,28% quello a 10 anni). La ragione, più che nelle preoccupazioni inflazionistiche, ormai ridotte ai minimi termini e in ogni caso non più forti adesso di un mese fa, sta in una rivalutazione delle spinte recessive, che non sembrano così forti come si paventava.

La contrapposizione fra dollaro ed euro (cambio L/\$ previsto per 2176 nel trimestre) mostra un piatto della bilancia (quello del dollaro) più pesante del previsto. L'euro, più che di luce propria, vive solo dei momenti di appannamento della moneta Usa. Prima si pensava che la forza della moneta stesse nella forza relativa delle economie: se l'economia Usa cresceva con slancio e continuità, la sua moneta si rafforzava. Corollario: una volta che l'economia europea avesse affiancato il passo americano, se non addirittura avesse allungato il proprio ritmo al di là di quello Usa, l'inversione della forza relativa delle due economie avrebbe portato a un guadagno dell'euro. Oggi il mercato dà segni di fare un ragionamento diverso: non crede che l'economia europea sarebbe capace di crescere in assenza di una crescita americana. Se l'economia Usa inciampa, quella europea si affloscia, e allora l'immagine dell'America (con i conseguenti riflessi valutari) non sarebbe intaccata. Questa convinzione non è convincente, ma esiste e sfilaccia e ritarda la ripresa dell'euro (cambio eurodollaro a 3 mesi pari a 0,91).

Momentum, microstruttura dell'equity italiano e Sentiment del mercato internazionale - Nel trimestre dell'anno 2001 inizierà una significativa riduzione dei corsi azionari in tutti i paesi industrializzati (in Europa si prevede una perdita nel trimestre per -16,60%, per l'indice *Ftse100* - 10,43%, mentre per il *Nasdaq* pari a -25,78%). Le attese di profitto saranno rivedute al ribasso (+12,9%) e la correzione avverrà sul versante dei prezzi, come di solito (come nella seconda parte dell'anno 2000) essa sarà drastica, subitanea e accompagnata da elevata volatilità. L'aggiustamento sarà particolarmente violento per i titoli dei settori più innovativi (-30,40%), composti da imprese prive di storia passata, per le quali è impossibile riferirsi a grandezze patrimoniali certe. Questo scenario muterà l'approccio degli investitori investiti da un clima di sfiducia eccessivo. Il loro obiettivo primario sarà quello di riposizionare il portafoglio in maniera più difensiva: questo elevato livello di emotività porterà ad intervenire drasticamente sulla domanda di attività finanziarie rischiose da parte dei fondi comuni di investimento, soprattutto quelli azionari, maggiormente coinvolti (-9,72% previsto nel trimestre). Infatti la caduta prevista dei listini avrà ripercussioni sulla domanda di titoli azionari da parte dei risparmiatori. La tendenza alla fuoriuscita dal comparto azionario si era già annunciata negli ultimi mesi del 2000. Di conseguenza, lo scivolone che i prodotti azionari subiranno impatterà sui volumi di raccolta cumulata (-6,72%) che avevano inanellato una serie storica da record in coincidenza con il buon andamento dei listini azionari. Non

solo, perché influenzeranno significativamente il rapporto capitalizzazione di mercato sul Prodotto Interno Lordo ed i volumi scambiati in Borsa espressi in valori (-5,33%). Il rapporto Debito Pubblico sul P.I.L., quale altro fattore di integrazione internazionale, è stimato per +1,3% rispetto all'anno precedente (crescita attesa del P.I.L. pari a +2,4% rispetto all'anno precedente).

Sentiment del mercato e del ciclo produttivo - Il clima di fiducia registrerà un diffuso peggioramento in Italia così come in tutta Europa. Il peggioramento del clima congiunturale evidenziato dalle congetture sull'indicatore sintetico di fiducia delle aziende sarà particolarmente marcato (-6%). In tutta Europa, insomma, il pessimismo delle aziende sembrerà anticipare un rallentamento del clima economico: a riprova che è molto difficile, se non impossibile, immaginare l'economia europea che per lungo tempo resti del tutto immune dal clima congiunturale negativo che in questo momento sta affliggendo Usa e Giappone. Da cosa dipende in particolare questo peggioramento del modo di considerare il proprio business? Ci si attende in primo luogo un forte peggioramento dei giudizi sul proprio portafoglio ordini, con un saldo netto delle risposte pari a -9. Inoltre, risulteranno meno favorevoli anche le opinioni degli imprenditori sul livello della produzione (il saldo netto atteso è pari a -7). Anche le aspettative relative alla domanda nei prossimi tre quattro mesi sembrano diventate più grigie (il saldo netto previsto è -6), soprattutto tra le aziende che producono beni intermedi e di investimento. Inoltre, risultano in ulteriore netto peggioramento anche le aspettative sulla produzione (-6). Le risposte degli imprenditori evidenziano attese sfavorevoli anche sull'evoluzione dell'economia in generale, soprattutto nel settore dei beni di consumo (-8).

13. Verifica *ex-post* delle previsioni formulate per i 3 mesi *ex-ante*

L'utilizzo congiunto delle previsioni fuori campione degli indicatori elementari rielaborate dal modello ci offrono come *output* le previsioni sui rendimenti dell'indice Comit globale. Possiamo evidenziare un trend negativo dell'andamento di Borsa: da -0,02721 a gennaio, -0,028 a febbraio e -0,05415 nel mese di marzo, che sono le previsioni determinate dal modello a parametri costanti il quale è risultato il migliore rispetto agli altri considerati *out of the sample* e la cui specificazione ha fornito le migliori qualità statistiche (rispettivamente i rendimenti dell'indice effettivamente rilevati sono -0,014163051; -0,032438274 e -0,088849283). Ciò offre una chiave di lettura importante: la Borsa italiana si muove non solo in conseguenza di lenti movimenti macroeconomici (infatti ci sono evidenti segnali di rallentamento in Europa come conseguenza dell'indebolimento dell'economia Usa e di un clima di rallentamento globale) ma anche e soprattutto in funzione del comportamento effervescente degli investitori nel mercato animato dai sentimenti irrazionali di euforia ed eccessivo pessimismo.

In questa sezione ci si propone di verificare la capacità previsiva dei modelli per i tre mesi fuori campione attraverso il computo di una gamma di statistiche riepilogative che vengono riportate nella tavola 7. Dal loro esame, nonostante si abbia la possibilità di confrontare *ex-ante* solamente tre valori, possiamo concludere che i modelli godono di una buona capacità previsiva, testimoniata dal fatto che gli indici *Root Mean Square Error*, *Mean Absolute Error* e l'*indice di Theil* sono prossimi allo zero. Minori sono i valori di tali indici e migliore è il risultato della previsione. Inoltre è importante sottolineare che i modelli catturano i due punti di svolta, cogliendo, nel mese di gennaio la tendenza al timido rialzo dell'indice di Borsa e, nel mese di marzo, la brusca correzione.

14. Conclusioni

Il lavoro ha proposto uno studio delle risposte dell'indice azionario Comit della Borsa Italiana agli impulsi derivanti dalle variabili macroeconomiche. L'analisi empirica, condotta con metodologie differenti, si inserisce nell'ampio filone di ricerca riguardante la predicibilità dei corsi azionari e le determinanti del premio connesso al rischio affrontato dall'investitore.

I modelli utilizzati, che pongono in relazione il rendimento del mercato azionario italiano ed un *set* di variabili di informazione pubblica collegate ai fondamentali, sono coerenti con la struttura

fattoriale implicata da una larga parte della letteratura finanziaria. Le varie specificazioni adottate sono state confrontate sulla base sia di misure di adattamento sia di indicatori di capacità previsiva. L'imposizione della struttura fattoriale pare migliorare la capacità previsiva sia delle specificazioni lineari che di quelle non lineari; i migliori modelli ottenuti sono, infatti, caratterizzati da un numero molto ridotto di fattori comuni.

Dati gli scopi generali prefissati all'inizio, le applicazioni svolte ed i risultati osservati, a giudizio di chi scrive, si ritiene utile esprimere delle considerazioni finali, principalmente su due aspetti:

1) da un punto di vista statistico, e, quindi, relativamente al tipo di modello/i cui fare riferimento, si riafferma la validità e l'importanza di quello a parametri variabili; nell'ambito della rappresentazione *state space*, appare come il più interessante da un punto di vista metodologico ed ancora aperto ad ulteriori adattamenti ed utilizzi.

Quanto più si fa ricorso a parametri tempestivamente aggiornabili attraverso l'utilizzo di qualche algoritmo, e quanto più si sfruttano le informazioni che da essi derivano (anche di tipo qualitativo), tanto migliore risulterà la performance del filtro. Riguardo, invece, il tipo di previsione ottenuta, si rivela sicuramente soddisfacente l'adattamento delle stesse nel breve periodo, data anche l'influenza delle osservazioni passate più recenti secondo la memoria del modello identificato, stimato e verificato;

2) il secondo ed ultimo aspetto riguarda la funzionalità ricercata in questi modelli e negli strumenti da cui gli stessi derivano; in altri termini, occorre valutare l'utilità di questi strumenti ai fini dell'analisi finanziaria.

La risposta, ricavabile dai risultati numerici e dai riscontri grafici, suggerisce una buona potenzialità del filtro ad operare nel contesto prescelto per l'applicazione e in un'ottica previsiva, anche se sicuramente solo attraverso l'uso congiunto con altri strumenti e tecniche specifiche finanziarie, è possibile ottenere un quadro attendibile dell'evoluzione del rendimento dell'indice azionario atteso.

Ciò non toglie che, per esempio, la definizione delle bande di confidenza per la previsione possa rivelarsi di una certa utilità; non solo, infatti, permette di giudicare la capacità previsiva di un modello, ma, verificando continuamente se le nuove osservazioni, che si presentano, ricadono all'interno o meno dell'intervallo calcolato, permette anche di operare un aggiornamento ogni volta che un'osservazione apporta un contributo significativo, sia da un punto di vista quantitativo che qualitativo.

Infatti, se questa situazione sfuggisse ad una tempestiva osservazione, ciò provocherebbe, nel breve termine, delle oscillazioni più rilevanti nei valori dell'indice in termini di scostamento dal suo valore medio; se tali cambiamenti avessero effetti solo limitati nel tempo, sarebbe normale attendersi una ristabilizzazione delle manifestazioni del fenomeno in un momento successivo e, quindi, una rinnovata ed attendibile capacità del modello di cogliere le previsioni.

La buona capacità previsiva dei modelli riportati è ascrivibile, in parte, all'ampiezza dell'insieme di informazione pubblica considerata e, in parte, alla scelta della frequenza di campionamento mensile. Un'area di ricerca futura è costituita dalla considerazione di maggiori ritardi temporali dell'insieme di variabili d'informazione; questa analisi di sensibilità consentirebbe di valutare la capacità previsiva dei modelli proposti rispetto ad un più ampio orizzonte previsivo, in maggiore accordo con il contesto decisionale degli operatori finanziari. Ulteriori criteri inferenziali basati sul confronto delle previsioni, quali quelli proposti in Mizrac [1995] e West [1996] paiono inoltre auspicabili in future analisi in questo contesto.

Lo studio svolto ha mostrato, inoltre, non solo la discreta capacità dei modelli di incorporare le informazioni per quanto riguarda le tendenze di lungo periodo, ma di aver colto, parzialmente, i movimenti secondari caratterizzati da fasi correttive sempre di difficile interpretazione. Una accurata analisi delle connessioni tra mercati valutari, delle materie prime, azionari e obbligazionari, nonché della relazione esistente tra i vari settori dei mercati finanziari e, soprattutto, la conoscenza di questi meccanismi, daranno un potenziale contributo allo sviluppo e all'implementazione di modelli previsionali di crescente affidabilità con un sensibile miglioramento delle previsioni di breve periodo.

Tuttavia, consideriamo questo lavoro un punto di partenza e non di arrivo. Fra gli spunti per un ulteriore perfezionamento, vi è un possibile utilizzo della modellistica *VAR*, la quale si presta bene a riassumere le risposte dei corsi azionari a perturbazioni prevalentemente esogene rispetto ai mercati finanziari: si può notare, da un punto di vista squisitamente econometrico, l'utilità della classe dei modelli *VAR* e *VECM*, dal momento in cui l'inclusione dei livelli ritardati delle serie nel modello stimato in differenze, oltre a trovare una giustificazione nell'esistenza di possibili legami di lungo periodo tra le variabili, consente di controllare per quei mutamenti di stato o "*regime*", connessi con i livelli delle grandezze considerate, che possono modificare il comportamento degli investitori. Ciò impartisce un fondamento statistico più solido allo studio delle reazioni dei mercati finanziari agli impulsi macroeconomici.

Bibliografia

- Abou A. - Szpiro D. [1984], *Degré de validité des opionions des chefs d'enterprise pour les prévisions de production*, Observations and Diagnostiques economique, Vol. nr. 7, pp. 157-70.
- Aleati A., Gottardo P. e Murgia M. [1995], *The Pricing of Italian Equity Returns*. W. P., Università di Pavia.
- Altissimo F. - Marchetti D. J. - Oneto G. P. [2000], *Italian Business Cycle: Coincident and Leading Indicators and Some Stylized Facts*, Banca d'Italia, Temi di discussione del Servizio Studi, nr. 377, ottobre.
- Ancona A. - Esposito M. [1992], *Analisi della distribuzione dei rendimenti dell'indice Comit*, Banca Commerciale Italiana, Ufficio Studi e Programmazione.
- Asprem Mads [1989], *Stock prices, asset portfolios and macroeconomic variables in ten european countries*, Journal of Banking and Finance, 13, 589-612.
- Bagliano F. e Beltratti A. [1997], *Stock returns, the interest rate and inflation in the italian stock market: a long-run perspective*, Giornale degli Economisti e Annali di Economia, Vol. nr. 56, pp. 139-167.
- Banca Commerciale Italiana [1992b], *Andamento dell'indice azionario globale B.C.I. base 1972=100 nel periodo 1973-1991*.
- Banfi A. - Verga G. [1989], *Gli indici di Borsa*, in Rapporto IRS sul mercato azionario, Il Sole-24 Ore Libri.
- Banz Rolf W. [1981], *The relationship between return and market value of common stocks*. Journal of Financial Economics, Vol. nr. 9, pp. 3-18.
- Basu Sanjoy [1983], *The relationship between earnings yield, market value, and return for Nyse common stocks: further evidence*, Journal of Financial Economics, Vol. nr. 12, pp. 129 – 156.
- Bernstein r. [1995], *Style Investing*, John Wiley & Sons, Inc.
- Biffignandi S. [1980], *Prevedere, Analisi e tecniche per una valutazione dell'accuratezza del dato previsto*, Bollettino dell'Associazione tecnica delle banche popolari italiane, Vol. nr. 1, pp. 5-27.
- Bollerslev T. [1986], *Generalized Autoregressive Conditional Heteroschedasticity*, Journal of econometrics, Vol. nr. 31, pp. 307-27.
- Bollerslev T. - Chou R. - Kroner K. [1992], *ARCH Modeling in Finance: A Rewiew of the Theory and Empirical Evidence*, Journal of Econometrics, Vol. nr. 27, pp. 5-60.
- Bottazzi G. et al. [1992], *Analisi comparata degli indici azionari della Borsa italiana*, Quaderno AIAF nr. 65.
- Brown Stephen J. E Mark I. Weinstein, 1983, *A new approach to testing asset pricing models: the bilinear paradigm*. Journal of Finance, 38, 711 – 743.
- Carlson - Parkin [1975], *Inflation expectations*, Economica.
- Chen Nai – fu, Richard Roll e Stephen A. Ross [1983], *Economic Forces and the Stock market: testing the APT and alternative Asset Pricing Theories*. W.P. 119, Center for Research in Security Prices of The University of Chicago.
- Cheung Y. W. - Chinn M. D. [1996], *Deterministic, stochastic and segmented trends in aggregate output: a cross-country analysis*, Oxford Economic Papers, Vol. nr. 48, gennaio, pp. 134-162.
- Cocco F. - Paruolo P. [1991], *Inefficienza e Asset Pricing: un'applicazione del GARCH-DLM*, Incontro di studio Modelli Statistici per l'Analisi dei Mercati Finanziari, Pisa 12-13 dicembre 1991.
- Connor G. [1995], *The Three Types of Factor Models: A Comparison of Their Explanatory Power*. Financial Analyst Journal, May – June, pp. 42 – 46.
- Cutler D. M. et al. [1988], *International Evidence on the predicatbility of excess returns*, Working Paper, Harvard, MIT & NBER.

- D'Elia E. [1991], *La quantificazione dei risultati dei sondaggi congiunturali: un confronto tra procedure*, ISCO, Rassegna dei Lavoratori dell'Istituto, Vol. nr. 13, pp. 1-71.
- De Santis G. [1991], *Fitting the EGARCH Model to Italian Stock Returns*, Ricerche Economiche, Vol. nr. 1, nr. 45, pp. 21-55.
- De Santis G. e Sbordone A. [1991], *Una Stima del CAPM con un Processo GARCH Multivariato*, in V. Conti e R. Hamai (a cura di), *Operatori e Mercati nel Processo di Liberalizzazione*, Bologna: Il Mulino.
- Engle R. [1982], *Autoregressive Conditional Heteroschedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, *Econometrica*, Vol. nr. 50, pp. 987-1007.
- Estrella A. e Hardouvelis G. A. [1991], *The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity*, *Journal of Finance*, nr. 46.
- Fama, E. F. [1970], *Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work*, in "Journal of Finance", Vol. 25, pp. 383-417.
- Fama E. F. [1981], *Stock returns, real activity, inflation and money*, *American Economic Review*, Vol. nr. 71, pp. 545-565.
- Fama E. - French K. R. [1988], *Dividend yields and expected stock returns*, *Journal of Financial Economics*, Vol. nr. 25, pp. 23-49.
- Fama Eugene F. e Kenneth R. French [1992a], *The cross – section of expected stock returns*. *Journal of Finance*, 47, 427 – 465.
- Fama Eugene F. e Kenneth R. French [1992b], *The economic fundamentals of size and book – to – market equity*. W. P. 361, Center for Research in Security Prices of The University of Chicago.
- Fama Eugene F. e Kenneth R. French [1993], *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*. *Journal of Financial economics*, Vol. nr. 33, pp. 3 – 56.
- Fama Eugene F. e Kenneth R. French [1995a], *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, *Journal of Finance*, Vol. nr. 51, pp. 55-84.
- Fama Eugene F. e Kenneth R. French [1995b], *Size and Book to Market Factors in Earnings and Returns*, *Journal of Finance*, Vol. nr. 50, pp. 131-155.
- Fansten M. [1976], *Introduction à une théorie mathématique de l'opinion*, *Annales de l'INSEE*, Vol. nr. 21, pp. 3-55.
- Garber P. [1998], *Derivatives in International Capital Flows*, NBER Working Paper, nr. 6623.
- Harrison P. J. E C. F. Stevens [1976], *Bayesian Forecasting*, *Journal of the Royal Statistical Society, B*, Vol. nr. 38, pp. 205-247.
- Harvey A. C. [1981], *Time Series Model*, Oxford: P. Allan.
- Harvey A. C. [1989], *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Harvey A. C. - Ruiz E. - Sentana E. [1992], *Unobserved Component Time Series Models with ARCH Disturbances*, *Journal of Econometrics*, Vol. nr. 52, nr. 1-2, pp. 129-157.
- Harvey C. R. [1989], *Forecast of Economic Growth from the Bond and Stock Markets*, *Financial Analyst Journal*, settembre-ottobre.
- Kessel R. A. [1965], *The Cyclical Behavior of the Term Structure of Interest Rates*, New York, NBER.
- Klein P. A. - Moore G. H. [1983], *The leading indicator approach to economic forecasting - Retrospect and prospect*, *Journal of Forecasting*, Vol. nr. 2.
- Lahiri K. - Moore G. H. [1991], *Leading economic indicator. New approaches and forecasting records*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Mizrac B. [1995], *Forecast Comparison in L2*, Department of Economic discussion paper 95-24, Rutgers University.
- Mondani A. [1990], *Metodologia dell'indice di Borsa Comit*, *Il Risparmio*, Vol. nr. 6, pagg. 1349-1375.

- Nelson C. R. - Plosser C. I. [1982], *Trends and random walks in macroeconomic time series*, Journal of Monetary Economics, Vol. nr. 10, pp. 139-162.
- Nelson D. [1991], *Conditional Heteroschedasticity in Asset Returns: A New Approach*, Econometrica, Vol. nr. 2, nr. 59, pp. 347-370.
- Panetta Fabio [1991], *The factor structure of the Italian share market*. Temi di discussione della Banca d'Italia, settembre.
- Parigi P. - Schlitzer G. [1996], *Una nota sull'uso di indicatori anticipatori nei modelli econometrici per la previsione a breve termine*, Rivista di Politica Economica.
- Pozzolo A. [1997], *Gli effetti della liberalizzazione valutaria sulle transazioni finanziarie dell'Italia con l'estero*, Banca d'Italia, temi di discussione, nr. 296, febbraio.
- Priestley R. [1996], *The Arbitrage Pricing theory, Macroeconomic and Financial Factors and Expectations Generating Processes*, Journal of Banking and Finance, Vol. 20, pp. 869-890.
- Ratti M. [1992a], *Costruzione e performance di tre indici di Borsa*, Banca Commerciale Italiana.
- Ratti M. [1992b], *Anomalie di calendario: un aggiornamento*, Banca Commerciale Italiana.
- Roll Richard e Stephen A. Ross [1980], *An empirical investigation of the Arbitrage Pricing Theory*. Journal of Finance, 35, 1073 – 1103.
- Roma A. e Schlitzer G. [1996], *The Determinants of Italian Stock Market Returns: Some Preliminary Evidence*. Economic Notes, 3, 1073 – 1103.
- Ross Stephen A. [1976], *The Arbitrage Theory of capital asset pricing*. Journal of Economic Theory, 13, 341 – 360.
- Rozeff M. [1984], *Dividend yields are equity premiums*, Journal of Portfolio Management, Vol. 11, pp. 68-75.
- Schlitzer G. [1995], *Testing the stationarity of economic time series: further Monte Carlo evidence*, Ricerche Economiche, Vol. nr. 49, nr. 2, pp. 125-144.
- Verga G. [1984], *Il mercato azionario: teoria e verifica empirica*, Milano, CUSL, Università Cattolica.
- Swanson N. - White H. [1997], *Forecasting Economic Time Series Using Flexible Versus Fixed Specification and Linear Versus non Linear Econometric Models*, International Journal of Forecasting, Vol. nr. 13, pp. 439-461.
- West K. [1996], *Asymptotic Inference About Predictive Ability*, Econometrica, Vol. nr. 64, pp. 1067-84.
- Zappa D. [1991], *A Statistical Analysis of the Italian Stock Market*, Incontro di Studio Modelli Statistici per l'Analisi dei Mercati Finanziari, Pisa 12-13 dicembre 1991.

Tavola 1

| Matrice di correlazione tra le prime 5 componenti principali e le variabili esogene del modello prespecificato | | | | | |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Variabile | 1 componente | 2 componente | 3 componente | 4 componente | 5 componente |
| <i>Inflazione interna ed importata</i> | | | | | |
| Indice italiano dei prezzi al consumo | -0,07425 | -0,09016 | -0,05059 | -0,07235 | -0,04062 |
| Indice del costo del lavoro (lag 1) | 0,1115 | 0,01154 | 0,01018 | 0,07087 | 0,09842 |
| Prezzo del petrolio | -0,009362 | 0,04741 | 0,09484 | -0,1963 | 0,009880 |
| Offerta di moneta M3 Euro (lag 3) | -0,03299 | -0,1945 | 0,05027 | 0,006887 | -0,05639 |
| <i>Tassi di interesse e valuta</i> | | | | | |
| Tasso eurodepo 3 mesi | -0,3931 | -0,3317 | 0,05810 | -0,01118 | -0,1646 |
| Tasso italiano a 5 anni (lag 1) | 0,006982 | -0,02127 | -0,08090 | -0,009856 | 0,01102 |
| Tasso di cambio L vs. \$ | 0,07040 | 0,09015 | 0,01656 | 0,1307 | 0,08691 |
| Tasso di sconto BCE (lag 4) | 0,1086 | 0,01327 | -0,1329 | 0,02874 | -0,04853 |
| Fedfunds a 3 mesi (lag 3) | 0,07512 | -0,01707 | 0,02566 | -0,01470 | -0,1354 |
| <i>Momentum e microstruttura del mercato</i> | | | | | |
| Earning grow italiani (lag 4) | 0,1033 | -0,008477 | -0,06943 | -0,1426 | -0,08001 |
| Market Cap/P.I.L. (lag 1) | 0,01764 | -0,04277 | -0,02008 | -0,07351 | 0,01628 |
| Trading volume Borsa Italiana (lag 1) | 0,2236 | -0,1128 | 0,007017 | 0,06968 | 0,03711 |
| Mutual funds (Assets) | 0,3947 | 0,1029 | 0,02911 | -0,1314 | -0,02346 |
| Mutual funds (cash inflows) | 0,3797 | 0,02807 | 0,04671 | 0,02495 | 0,02830 |
| I.P.O. 's Borsa Italiana (lag 2) | 0,1440 | 0,07190 | 0,1313 | -0,04151 | -0,05321 |
| <i>Integrazione e mercato internazionale</i> | | | | | |
| Indice FTSE100 (lag 2) | 0,06167 | 0,08613 | 0,09700 | 0,05392 | -0,1416 |
| Indice NASDAQ (lag 2) | 0,05407 | 0,09146 | 0,05276 | 0,09985 | -0,01706 |
| Disavanzo pubblico/PIL (lag 1) | 0,1577 | -0,04967 | 0,04796 | 0,05052 | -0,03935 |
| <i>Sentiment di mercato e ciclo produttivo</i> | | | | | |
| ITECONOP (lag 1) | 0,1489 | 0,1326 | 0,09339 | 0,001855 | 0,1230 |
| ITOCBSPS (lag 1) | 0,3941 | 0,06141 | 0,05556 | -0,03558 | 0,2156 |
| ITEUSICIQ (lag 5) | 0,2531 | -0,02635 | -0,1759 | -0,01122 | -0,02389 |
| ITOCBSOL | 0,1644 | -0,1101 | 0,03918 | -0,1147 | 0,05690 |
| ITOCBSFP | 0,1854 | 0,1507 | -0,03235 | 0,05863 | -0,06281 |
| <i>Stagionalità e variabili dummy</i> | | | | | |
| Seasonal effect gennaio-febbraio | 0,1756 | -0,1432 | 0,1101 | 0,004026 | -0,006931 |
| Seasonal effect ottobre | -0,1444 | -0,04970 | -0,1277 | -0,07885 | 0,05485 |
| Impulse dummy settembre 1998 | -0,2487 | -0,04279 | 0,2595 | 0,03093 | 0,1993 |
| Impulse dummy novembre 1998 | 0,1851 | -0,009695 | -0,06890 | -0,04378 | -0,03590 |

Tavola 2

| Inferenza sul campione composto dai 68 titoli azionari per il periodo campionario 1988:07 – 2000:12 | | | | |
|--|--------------------------------|--------------------------|-------------------------|------------------|
| Variabile | Loglikelihood vincolata | Differenza loglik | F – Test (5,118) | P – value |
| <i>Inflazione interna ed importata</i> | | | | |
| Indice italiano dei prezzi al consumo | 2086,8131 | 4,2331 | 1,37031 | 0,2404 |
| Indice del costo del lavoro (lag 1) | 2078,9905 | 12,0557 | 4,11541 | 0,0018** |
| Prezzo del petrolio | 2082,5412 | 8,505 | 2,83386 | 0,0187* |
| Offerta di moneta M3 Euro (lag 3) | 2085,5372 | 5,509 | 1,79873 | 0,1183 |
| <i>Tassi di interesse e valuta</i> | | | | |
| Tasso eurodepo 3 mesi | 2051,868 | 39,1782 | 16,1903 | 0,0000** |
| Tasso italiano a 5 anni (lag 1) | 2071,1078 | 19,9384 | 7,18695 | 0,0000** |
| Tasso di cambio L vs. \$ | 2065,9576 | 25,0886 | 9,37538 | 0,0000** |
| Tasso di sconto BCE (lag 4) | 2074,5698 | 16,4764 | 5,79813 | 0,0001** |
| Fedfunds a 3 mesi (lag 3) | 2083,6489 | 7,3973 | 2,44632 | 0,0379* |
| <i>Momentum e microstruttura del mercato</i> | | | | |
| Earning grow italiani (lag 4) | 2079,7384 | 11,3078 | 3,84041 | 0,0029** |
| Market Cap/P.I.L. (lag 1) | 2087,7072 | 3,339 | 1,07440 | 0,3781 |
| Trading volume Borsa Italiana (lag 1) | 2080,336 | 10,7102 | 3,62262 | 0,0044** |
| Mutual funds (Assets) | 2060,0132 | 31,033 | 12,0953 | 0,0000** |
| Mutual funds (cash inflows) | 2057,8185 | 33,2277 | 13,1553 | 0,0000** |
| I.P.O. 's Borsa Italiana (lag 2) | 2087,4959 | 3,5503 | 1,14400 | 0,3411 |
| <i>Integrazione e mercato internazionale</i> | | | | |
| Indice FTSE100 (lag 2) | 2080,2963 | 10,7499 | 3,63706 | 0,0043** |
| Indice NASDAQ (lag 2) | 2088,4195 | 2,6267 | 0,841179 | 0,5231 |
| Disavanzo pubblico/PIL (lag 1) | 2080,0397 | 11,0065 | 3,73039 | 0,0036** |
| <i>Sentiment di mercato e ciclo produttivo</i> | | | | |
| ITECONOP (lag 1) | 2083,069 | 7,9772 | 2,64851 | 0,0263* |
| ITOCBSPS (lag 1) | 2074,073 | 16,9732 | 5,99352 | 0,0001** |
| ITEUSICIQ (lag 5) | 2074,6985 | 16,3477 | 5,74776 | 0,0001** |
| ITOCBSOL | 2087,5958 | 3,4504 | 1,11107 | 0,3583 |
| ITOCBSFP | 2082,6909 | 8,3553 | 2,78114 | 0,0206* |
| <i>Stagionalità e variabili dummy</i> | | | | |
| Seasonal effect gennaio-febbraio | 2081,9069 | 9,1393 | 3,05838 | 0,0124* |
| Seasonal effect ottobre | 2066,8325 | 24,2137 | 8,99293 | 0,0000** |
| Impulse dummy settembre 1998 | 2068,6422 | 22,404 | 8,21591 | 0,0000** |
| Impulse dummy novembre 1998 | 2077,8883 | 13,1579 | 4,52574 | 0,0008** |

** livello di significatività dell'1%; * livello di significatività del 5%.

| Variabili | Componenti principali | | | | |
|---|------------------------------|---------|---------|---------|---------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| Autovalori R_j | 0,29317 | 0,02517 | 0,02136 | 0,01725 | 0,01579 |
| Varianza s_{totisl}^2 spiegata da ciascun β_j | 0,49956 | 0,05121 | 0,03912 | 0,03273 | 0,02991 |
| Varianza cumulata \hat{f} | 0,49956 | 0,55077 | 0,58989 | 0,62262 | 0,65253 |
| Porzione di s_{totisl}^2 spiegata dalle ultime $p - j$ componenti | 0,50044 | 0,44923 | 0,41011 | 0,37738 | 0,34747 |

Tavola 3

Contenuto informativo aggiuntivo dei principali indicatori elementari

| Indicatore | R ² parziale | Test F | Test DW | Test Chow | χ^2 Forecast | Nel campione | Fuori del campione |
|--|-------------------------|-----------------|---------|------------------|-------------------|--------------|--------------------|
| Inflazione interna ed importata | | | | | | | |
| Prezzi al consumo | 0,164951 | 2,4423 [0,0082] | 1,97 | 1,3147 [0,2184] | 16,597 [0,1654] | 1,02248 | 1,06682 |
| Costo del lavoro | 0,117851 | 1,8436 [0,0585] | 1,99 | 1,0175 [0,4369] | 12,383 [0,4155] | 1,00175 | 0,97134 |
| Prezzo del petrolio | 0,132502 | 3,6148 [0,0023] | 2,01 | 0,9741 [0,4769] | 11,961 [0,4488] | 1,02471 | 1,21138 |
| Moneta M3 Euro | 0,111526 | 2,1967 [0,0311] | 2,00 | 1,0468 [0,4108] | 12,972 [0,3711] | 1,00538 | 1,02982 |
| Tassi di interesse e condizioni di scambio | | | | | | | |
| Tasso eurodepo 3 m | 0,289718 | 11,829 [0,0000] | 1,88 | 1,4834 [0,1379] | 17,98 [0,1163] | 1,14211 | 1,12334 |
| Tasso italiano a 5 y | 0,324576 | 8,4097 [0,0000] | 1,97 | 1,6503 [0,0857] | 20,369 [0,0604] | 1,15310 | 1,02216 |
| Tasso di cambio L/\$ | 0,156262 | 2,5558 [0,0073] | 1,99 | 1,1063 [0,3609] | 13,857 [0,3099] | 1,02430 | 1,04651 |
| Tasso di sconto Bce | 0,140203 | 3,3079 [0,0027] | 1,98 | 1,293 [0,2301] | 15,948 [0,1936] | 1,02732 | 0,94269 |
| Fedfunds a 3 mesi | 0,100497 | 2,6442 [0,0184] | 1,98 | 1,0798 [0,3823] | 13,101 [0,3617] | 1,00631 | 0,99301 |
| Momentum e microstruttura del mercato | | | | | | | |
| Earning grow Italia | 0,121686 | 2,4245 [0,0175] | 2,00 | 1,1544 [0,3231] | 14,682 [0,2593] | 1,01118 | 0,97947 |
| Market Cap/P.I.L. | 0,091588 | 2,3861 [0,0316] | 2,00 | 1,0022 [0,4507] | 12,207 [0,4292] | 1,00136 | 0,99960 |
| Trading volume | 0,124318 | 3,3599 [0,0040] | 1,96 | 1,0787 [0,3832] | 13,261 [0,3503] | 1,01991 | 1,00882 |
| Mutual fund(Assets) | 0,290797 | 7,1756 [0,0000] | 2,02 | 1,3208 [0,2143] | 16,476 [0,1704] | 1,12530 | 1,20325 |
| fund (cash inflows) | 0,226800 | 7,0887 [0,5307] | 1,96 | 0,91828 [0,5307] | 11,365 [0,4979] | 1,08874 | 1,27789 |
| I.P.O's Borsa Italia | 0,143308 | 2,5836 [0,0088] | 2,00 | 1,0996 [0,3662] | 24,679 [0,0164] | 1,02020 | 1,38104 |
| Sentiment del mercato internazionale | | | | | | | |
| Indice FTSE100 | 0,121877 | 1,9153 [0,0479] | 1,97 | 1,3426 [0,2029] | 17,465 [0,1329] | 1,00404 | 0,92495 |
| Indice NASDAQ | 0,0981829 | 2,193 [0,0383] | 1,99 | 0,94722 [0,5026] | 11,651 [0,4751] | 1,00147 | 1,05321 |
| Deficit/PIL | 0,16846 | 4,8283 [0,0002] | 1,96 | 1,1119 [0,3559] | 13,617 [0,3259] | 1,04830 | 1,03852 |
| Sentiment del mercato e del ciclo produttivo italiano | | | | | | | |
| ITECONOP | 0,135695 | 2,4248 [0,0137] | 2,00 | 1,1431 [0,3318] | 14,174 [0,2897] | 1,01569 | 0,97587 |
| ITOCBSPS | 0,29806 | 8,6138 [0,0000] | 1,96 | 1,4891 [0,1360] | 18,367 [0,1050] | 1,13698 | 0,97428 |
| ITEUSICIQ | 0,178746 | 5,151 [0,0001] | 2,08 | 0,8030 [0,6468] | 10,291 [0,5905] | 1,05316 | 1,12882 |
| ITOCBSOL | 0,128686 | 2,5846 [0,0116] | 2,03 | 0,7836 [0,6644] | 10,306 [0,5891] | 1,01523 | 1,38070 |
| ITOCBSFP | 0,25204 | 4,6502 [0,0000] | 1,92 | 1,0201 [0,4347] | 13,235 [0,3522] | 1,08790 | 1,22012 |

ITECONOP: Opinione generale sulla situazione economica generale del Paese;

ITOCBSPS: Tendenza sull'economia generale del Paese;

ITEUSICIQ: Indicatore di confidenza del settore industriale (consumatori);

ITOCBSOL: Livello o tendenza degli ordinativi di beni durevoli (investimenti fissi);

ITOCBSFP: Tendenza della produzione industriale.

Tavola 4

Matrice di correlazione tra gli indicatori elementari appartenenti al medesimo gruppo

| Inflazione interna ed importata | | | | | |
|---|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|
| | Prezzi al consumo | Costo del lavoro | Prezzo del petrolio | Moneta M3 Euro | |
| Prezzi al consumo | 1 | | | | |
| Costo del lavoro | -0,09536 | 1 | | | |
| Prezzo del petrolio | 0,1256 | 0,05824 | 1 | | |
| Moneta M3 Euro | 0,02714 | -0,2414 | 0,08087 | 1 | |
| Tassi di interesse e condizioni di scambio | | | | | |
| Tasso eurodepo 3 m | 1 | Tasso italiano a 5 y | Tasso di cambio L/\$ | Tasso di sconto Bce | Fedfunds a 3 mesi |
| Tasso italiano a 5 y | 0,1381 | 1 | | | |
| Tasso di cambio L/\$ | -0,02577 | -0,06590 | 1 | | |
| Tasso di sconto Bce | 0,04547 | 0,1405 | 0,01306 | 1 | |
| Fedfunds a 3 mesi | 0,1551 | 0,083 | -0,1703 | 0,009103 | 1 |
| Momentum e microstruttura del mercato | | | | | |
| | Earning grow Italia | Market Cap/P.I.L. | Trading volume | Mutual fund(Assets) | fund (cash inflows) |
| Earning grow Italia | 1 | | | | I.P.O.'s Borsa Italia |
| Market Cap/P.I.L. | 0,02055 | 1 | | | |
| Trading volume | 0,03846 | -0,1529 | 1 | | |
| Mutual.fund(Assets) | 0,01934 | 0,005749 | 0,1083 | 1 | |
| Fund (cash inflows) | 0,003086 | 0,002073 | 0,2116 | 0,2030 | 1 |
| I.P.O.'s Borsa Italia | -0,02824 | 0,02436 | -0,004176 | -0,009692 | -0,001344 |
| | | | | | 1 |
| Sentiment del mercato internazionale | | | | | |
| | Indice FTSE100 | Indice NASDAQ | Deficit/PIL | | |
| Indice FTSE100 | 1 | | | | |
| Indice NASDAQ | 0,3688 | 1 | | | |
| Deficit/PIL | 0,1066 | 0,08894 | 1 | | |
| Sentiment del mercato e del ciclo produttivo italiano | | | | | |
| | ITECONOP | ITOCBSPS | ITEUSICIQ | ITOCBSOL | ITOCBSFP |
| ITECONOP | 1 | | | | |
| ITOCBSPS | 0,6714 | 1 | | | |
| ITEUSICIQ | 0,02418 | 0,08302 | 1 | | |
| ITOCBSOL | 0,1030 | 0,2179 | 0,1616 | 1 | |
| ITOCBSFP | 0,03210 | -0,01848 | 0,04602 | -0,2239 | 1 |

Tavola 5

Modello descrittivo ADL

| Variabile dipendente: <i>indice Comit generale di Borsa</i> | | | | | |
|--|---------------------|-------------------|----------------|---------------|----------------|
| Metodo di stima: <i>OLS</i> | | | | | |
| Campione: <i>1988:07–2000:12</i> | | | | | |
| Osservazioni campionarie incluse: <i>150</i> | | | | | |
| Variabile | Coefficiente | Std. Error | t-value | t-prob | PartRy' |
| Costante | -0,010157 | 0,0029886 | -3,398 | 0,0009 | 0,0865 |
| <i>Inflazione interna ed importata</i> | | | | | |
| Indice italiano dei prezzi al consumo | -1,9860 | 0,76811 | -2,586 | 0,0109 | 0,0519 |
| Indice del costo del lavoro (<i>lag 1</i>) | 1,0536 | 0,23078 | 4,565 | 0,0000 | 0,1459 |
| Prezzo del petrolio | -0,12403 | 0,063316 | -1,959 | 0,0524 | 0,0305 |
| Offerta di moneta M3 Euro (<i>lag 3</i>) | 0,48094 | 0,21904 | 2,196 | 0,0300 | 0,0380 |
| <i>Tassi di interesse e valuta</i> | | | | | |
| Tasso eurodepo 3 mesi | -0,035547 | 0,0042717 | -8,321 | 0,0000 | 0,3621 |
| Tasso italiano a 5 anni (<i>lag 1</i>) | 0,032157 | 0,0050177 | 6,409 | 0,0000 | 0,2519 |
| Tasso di cambio L vs. \$ | 0,080803 | 0,010863 | 7,439 | 0,0000 | 0,3120 |
| Tasso di sconto BCE (<i>lag 4</i>) | 0,026976 | 0,0051833 | 5,205 | 0,0000 | 0,1817 |
| <i>Fedfunds</i> a 3 mesi (<i>lag 3</i>) | 0,026161 | 0,010397 | 2,516 | 0,0132 | 0,0493 |
| <i>Momentum e microstruttura del mercato</i> | | | | | |
| <i>Earning grow</i> italiani (<i>lag 4</i>) | 0,17040 | 0,044154 | 3,859 | 0,0002 | 0,1088 |
| <i>Market Cap/P.I.L.</i> (<i>lag 1</i>) | 0,0011120 | 0,00041292 | 2,693 | 0,0081 | 0,0561 |
| <i>Trading volume</i> Borsa Italiana (<i>lag 1</i>) | 0,027999 | 0,0068799 | 4,070 | 0,0001 | 0,1195 |
| <i>Mutual funds (Assets)</i> | 0,46713 | 0,057460 | 8,130 | 0,0000 | 0,3514 |
| <i>Mutual funds (cash inflows)</i> | 0,073911 | 0,0083713 | 8,829 | 0,0000 | 0,3899 |
| <i>I.P.O.'s</i> Borsa Italiana (<i>lag 2</i>) | 0,032839 | 0,017215 | 1,908 | 0,0588 | 0,0290 |
| <i>Integrazione e mercato internazionale</i> | | | | | |
| Indice <i>FTSE100</i> (<i>lag 2</i>) | 0,28337 | 0,066410 | 4,267 | 0,0000 | 0,1299 |
| Indice <i>NASDAQ</i> (<i>lag 2</i>) | -0,068211 | 0,032729 | -2,084 | 0,0392 | 0,0344 |
| Disavanzo pubblico/PIL (<i>lag 1</i>) | -0,18721 | 0,052737 | -3,550 | 0,0005 | 0,0936 |
| <i>Sentiment di mercato e ciclo produttivo</i> | | | | | |
| <i>ITECONOP</i> (<i>lag 1</i>) | -0,33385 | 0,083874 | -3,980 | 0,0001 | 0,1149 |
| <i>ITOCBSPS</i> (<i>lag 1</i>) | 0,23111 | 0,038800 | 5,956 | 0,0000 | 0,2253 |
| <i>ITEUSICIQ</i> (<i>lag 5</i>) | 0,47375 | 0,092290 | 5,133 | 0,0000 | 0,1776 |
| <i>ITOCBSOL</i> | 0,086749 | 0,038921 | 2,229 | 0,0277 | 0,0391 |
| <i>ITOCBSFP</i> | 0,12091 | 0,032382 | 3,734 | 0,0003 | 0,1026 |
| <i>Stagionalità e variabili dummy</i> | | | | | |
| <i>Seasonal effect</i> gennaio-febbraio | 0,042839 | 0,016876 | 2,538 | 0,0124 | 0,0502 |
| <i>Seasonal effect</i> ottobre | -0,054253 | 0,0078650 | -6,898 | 0,0000 | 0,2806 |
| <i>Impulse dummy</i> settembre 1998 | -0,11725 | 0,023793 | -4,928 | 0,0000 | 0,1660 |
| <i>Impulse dummy</i> novembre 1998 | 0,11392 | 0,024281 | 4,692 | 0,0000 | 0,1529 |

Tavola 6

Statistiche riassuntive della bontà del modello ADL

| | | | |
|---------------------------|----------|------------------------------|-----------|
| <i>R-squared</i> | 0,879129 | <i>Mean dependent var</i> | 0,009126 |
| <i>Adjusted R-squared</i> | 0,850166 | <i>S.D. dependent var</i> | 0,056067 |
| <i>S.E. of regression</i> | 0,022415 | <i>Akaike info criterion</i> | -4,591448 |
| <i>Sum squared resid</i> | 0,061297 | <i>Schwartz criterion</i> | -4,029463 |
| <i>Log likelihood</i> | 372,3586 | <i>F-statistic</i> | 30,00798 |
| <i>Durbin-Watson stat</i> | 1,950080 | <i>Prob(F-statistic)</i> | 0,000000 |

Test diagnostici sui residui del modello ADL

| TEST | MODELLO COMIT ADL | |
|------------------------------------|-----------------------|--------|
| AUTOCORRELAZIONE (LAGS 1-7) TEST F | F(7,115)=0,31706 | 0,9450 |
| ARCH (LAGS 1-7) TEST F | F(7,108)=0,65407 | 0,7102 |
| NORMALITA' TEST χ^2 | $\chi^2(2) = 0,78925$ | 0,6739 |
| ETEROSCHEDASTICITA' TEST F | F(50,71)=0,4408 | 0,9986 |
| FORMA FUNZIONALE TEST F | F(1,121)=0,74121 | 0,3910 |

Statistiche riassuntive della capacità informativa dei modelli presentati

| <i>Modelli analizzati</i> | ADL Param. Cost. | GARCH(1,1) Param. Cost. | ECM | Random walk | AR(1) con Matrice trans. | AR(1) con varianza Garch(1,1) |
|---------------------------|---------------------|----------------------------|----------|----------------|-----------------------------|----------------------------------|
| <i>R-squared</i> | 0,879129 | 0,867902 | 0,870351 | 0,849318 | 0,870260 | 0,873546 |
| <i>Adjusted R-squared</i> | 0,850166 | 0,834600 | 0,840099 | 0,808079 | 0,841310 | 0,842963 |
| <i>S.E. of regression</i> | 0,022415 | 0,022802 | 0,022452 | 0,025363 | 0,022367 | 0,012495 |
| <i>Sum squared resid</i> | 0,061297 | 0,061872 | 0,060494 | 0,061112 | 0,060536 | 0,014519 |
| <i>Log likelihood</i> | 372,3586 | 372,7802 | 370,3610 | 279,6779 | 370,4897 | 369,8549 |
| <i>Durbin-Watson stat</i> | 1,950080 | 1,927574 | 1,984177 | 2,047754 | 1,990623 | 2,113643 |

Tavola 7

Analisi di previsione *EX - POST* per il periodo 1999:01 - 2000:12 (ultimi 24 mesi)

| <i>Modelli</i> | <i>RMSE</i> | <i>MAE</i> | <i>MAPE</i> | <i>U² THEIL</i> |
|-------------------------------|-------------|------------|-------------|----------------------------|
| ADL param. cost. | 0,023911 | 0,020734 | 112,4267 | 0,198711 |
| GARCH(1,1) param. cost. | 0,025526 | 0,022682 | 118,2907 | 0,276883 |
| ECM | 0,023969 | 0,020635 | 112,6890 | 0,198911 |
| Random walk | 0,027372 | 0,022595 | 117,7856 | 0,221232 |
| AR(1) con Matrice trans. | 0,024802 | 0,021102 | 116,9639 | 0,207302 |
| AR(1) con varianza Garch(1,1) | 0,024464 | 0,021495 | 117,3845 | 0,263565 |

Analisi di previsione *EX - POST* per il periodo 2000:01 - 2000:12 (ultimi 12 mesi)

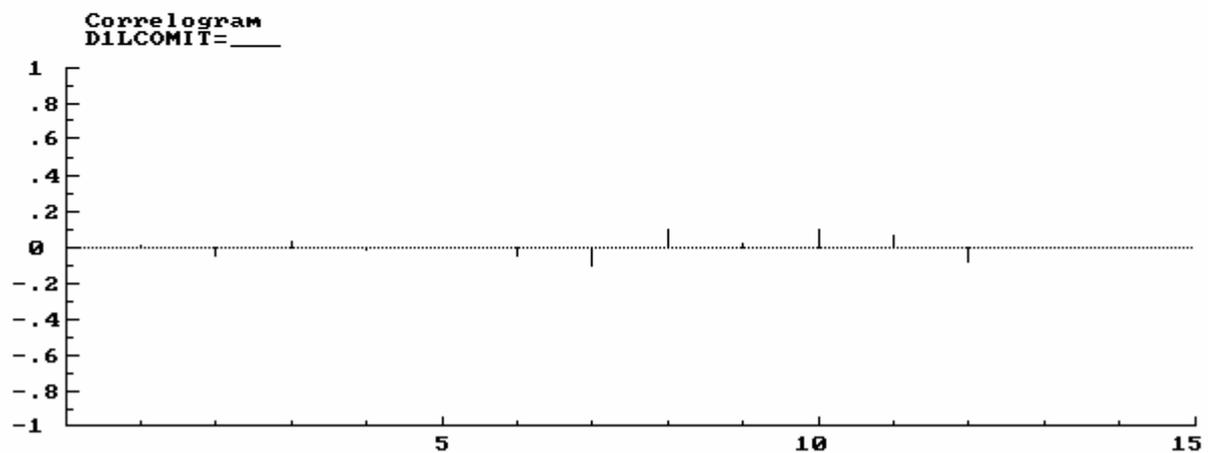
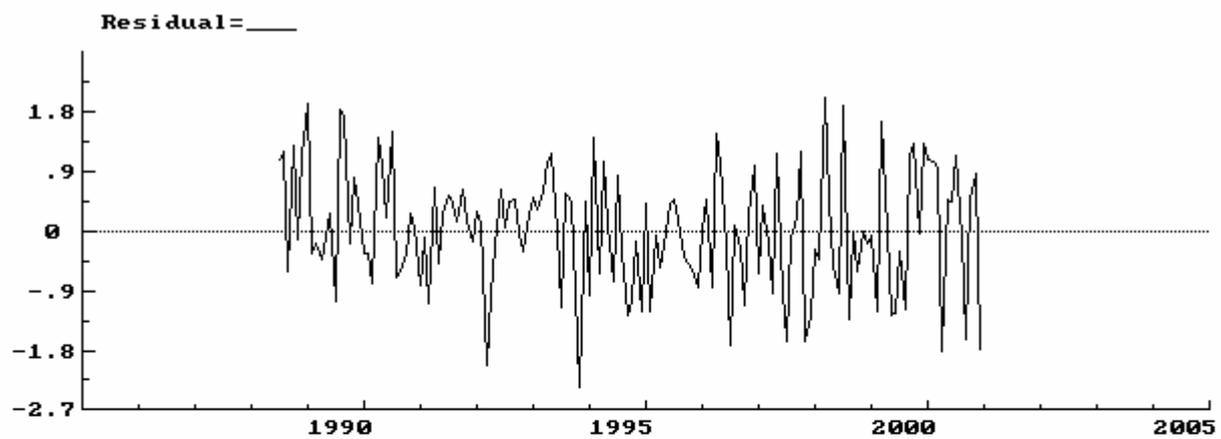
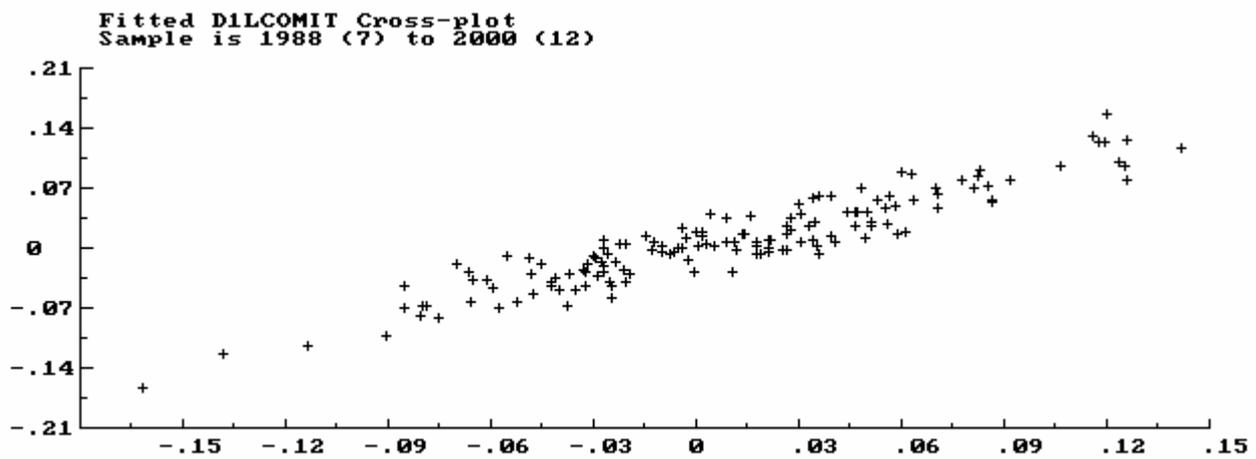
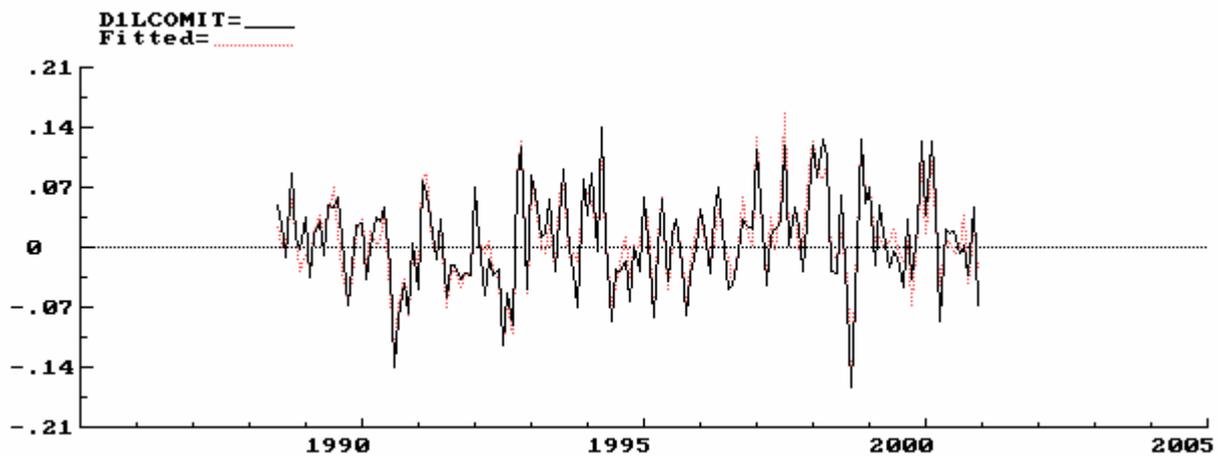
| <i>Modelli</i> | <i>RMSE</i> | <i>MAE</i> | <i>MAPE</i> | <i>U² THEIL</i> |
|-------------------------------|-------------|------------|-------------|----------------------------|
| ADL param. cost. | 0,023908 | 0,020219 | 105,6431 | 0,192257 |
| GARCH(1,1) param. cost. | 0,026023 | 0,023583 | 117,9891 | 0,281490 |
| ECM | 0,024885 | 0,021905 | 114,4468 | 0,265319 |
| Random walk | 0,030297 | 0,024567 | 136,5702 | 0,231970 |
| AR(1) con Matrice trans. | 0,024471 | 0,019677 | 103,1445 | 0,190205 |
| AR(1) con varianza Garch(1,1) | 0,024082 | 0,020538 | 107,6124 | 0,193442 |

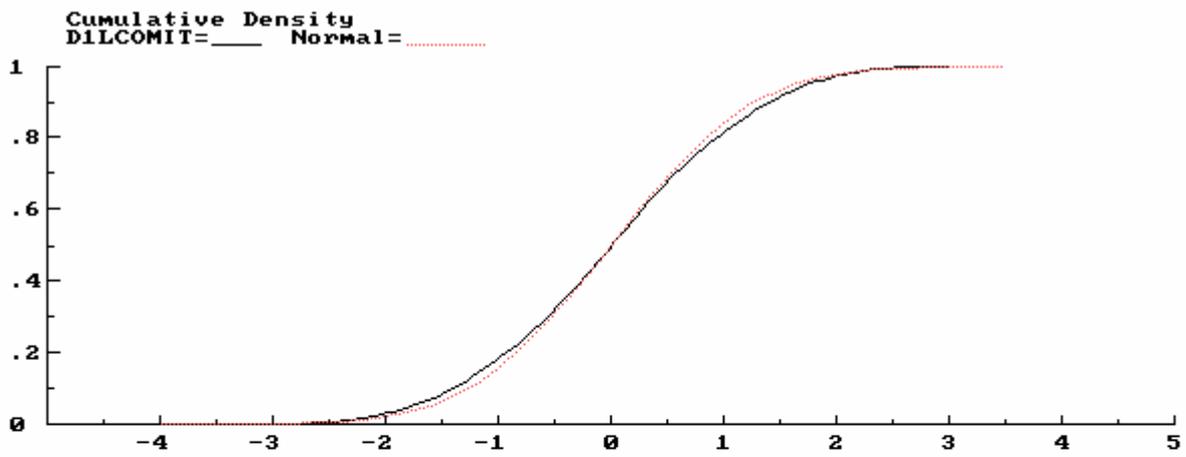
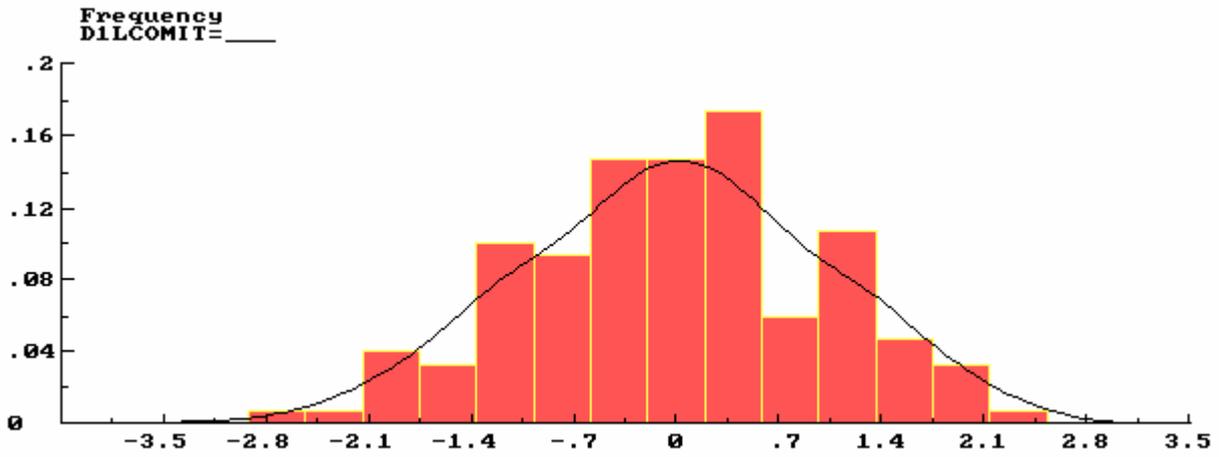
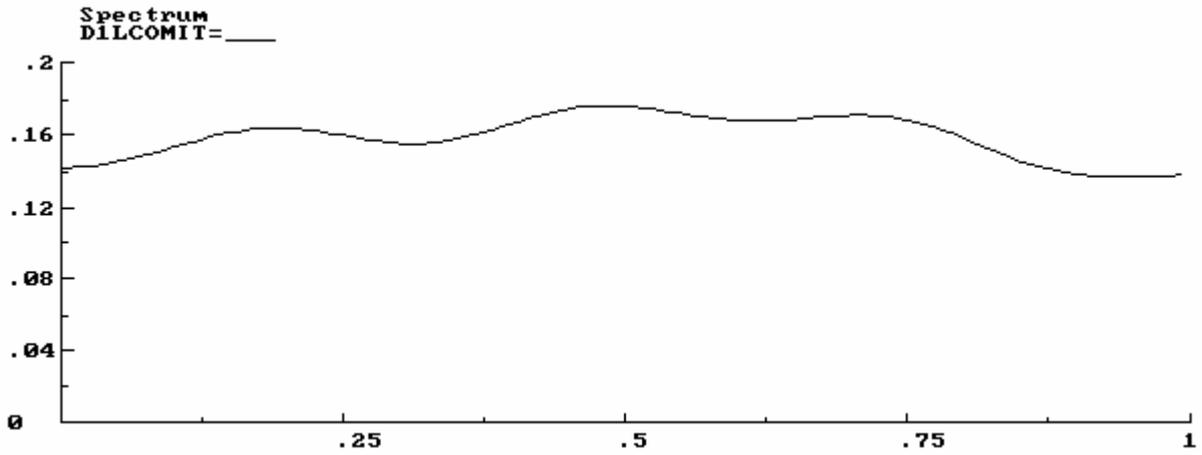
Analisi di previsione *EX - POST* per il periodo 2000:07 - 2000:12 (ultimi 6 mesi)

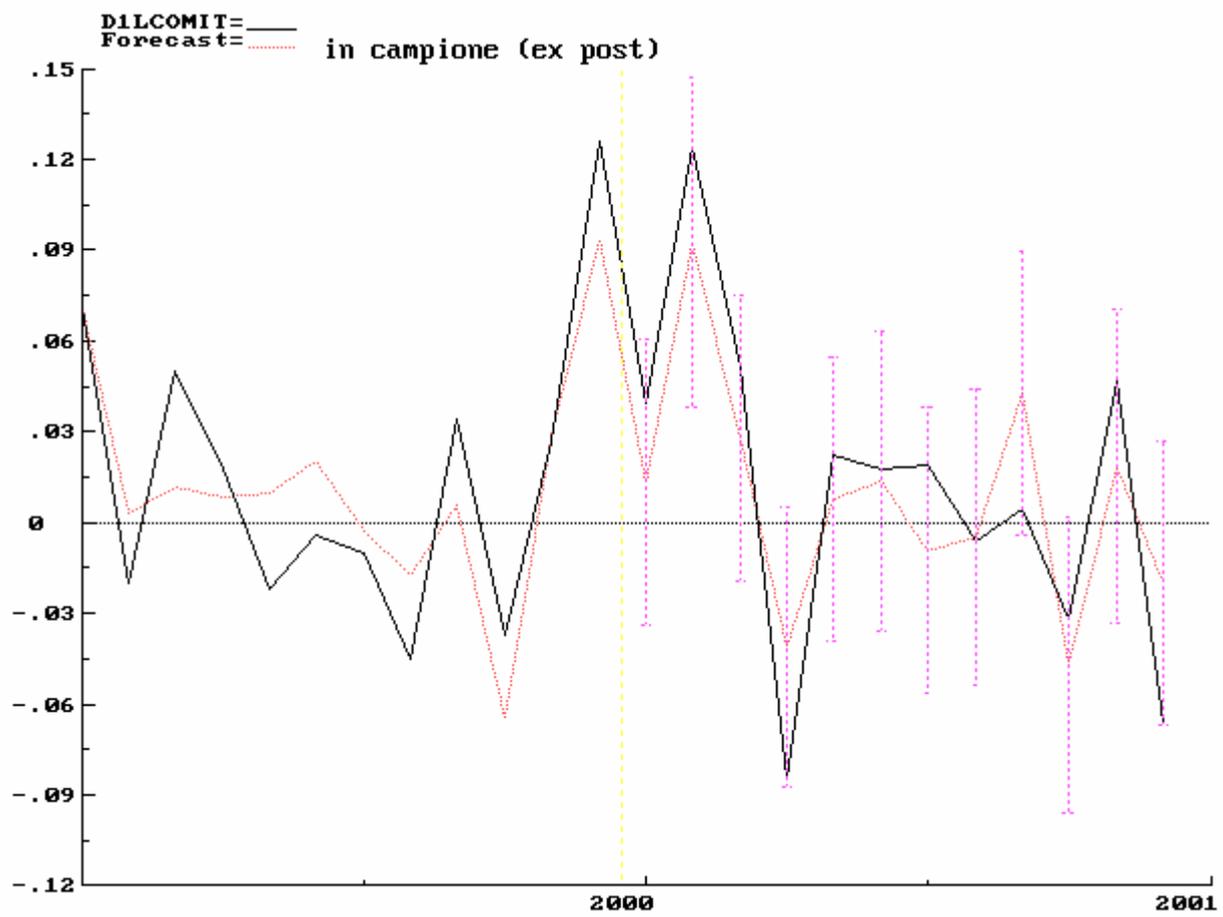
| <i>Modelli</i> | <i>RMSE</i> | <i>MAE</i> | <i>MAPE</i> | <i>U² THEIL</i> |
|-------------------------------|-------------|------------|-------------|----------------------------|
| ADL param. cost. | 0,024065 | 0,019202 | 156,6838 | 0,279758 |
| GARCH(1,1) param. cost. | 0,026131 | 0,023295 | 184,1295 | 0,406222 |
| ECM | 0,024993 | 0,022403 | 183,9645 | 0,397063 |
| Random walk | 0,030182 | 0,024677 | 219,1078 | 0,334726 |
| AR(1) con Matrice trans. | 0,025927 | 0,020538 | 160,2178 | 0,294631 |
| AR(1) con varianza Garch(1,1) | 0,024663 | 0,019798 | 157,6316 | 0,284657 |

Analisi di previsione *EX - ANTE* per il periodo 2001:01 - 2001:03

| <i>Modelli</i> | <i>RMSE</i> | <i>MAE</i> | <i>MAPE</i> | <i>U² THEIL</i> |
|-------------------------------|-------------|------------|-------------|----------------------------|
| ADL param. cost. | 0,020946 | 0,015545 | 46,8604 | 0,250762 |
| GARCH(1,1) param. cost. | 0,023191 | 0,016709 | 48,9205 | 0,293480 |
| ECM | 0,024278 | 0,017162 | 53,3571 | 0,305761 |
| Random walk | 0,039073 | 0,031979 | 110,4570 | 0,492312 |
| AR(1) con Matrice trans. | 0,025535 | 0,018209 | 58,0495 | 0,326669 |
| AR(1) con varianza Garch(1,1) | 0,024874 | 0,017911 | 55,5772 | 0,315696 |







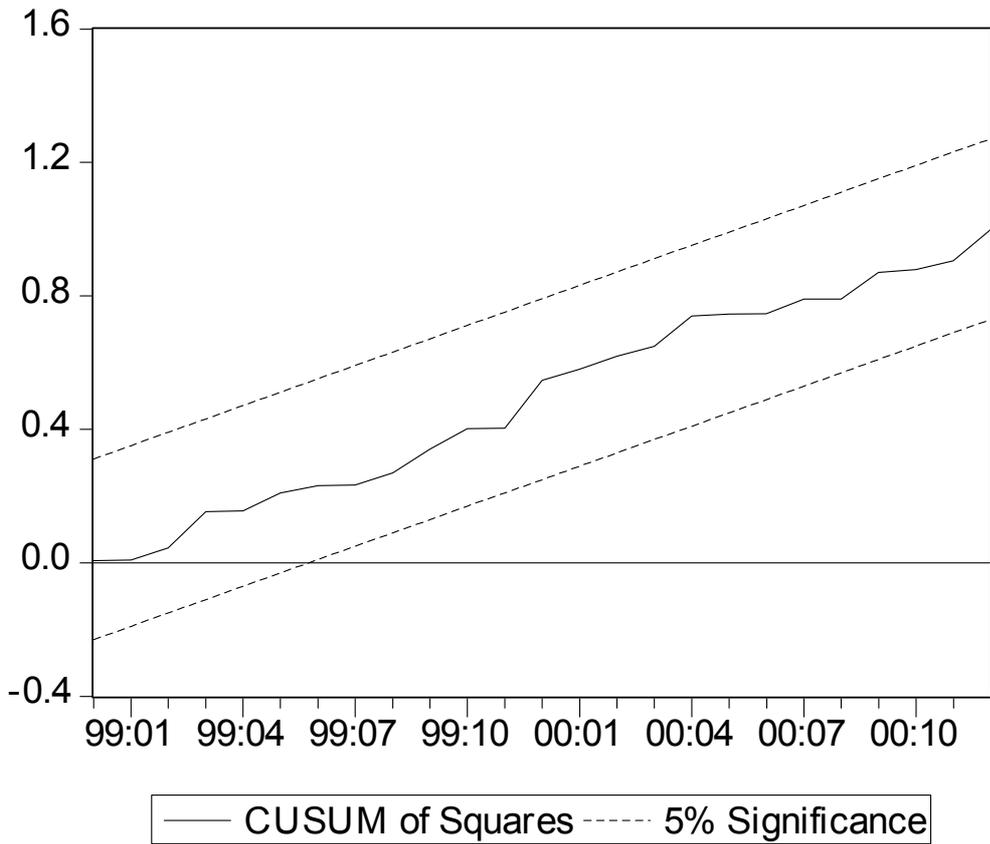
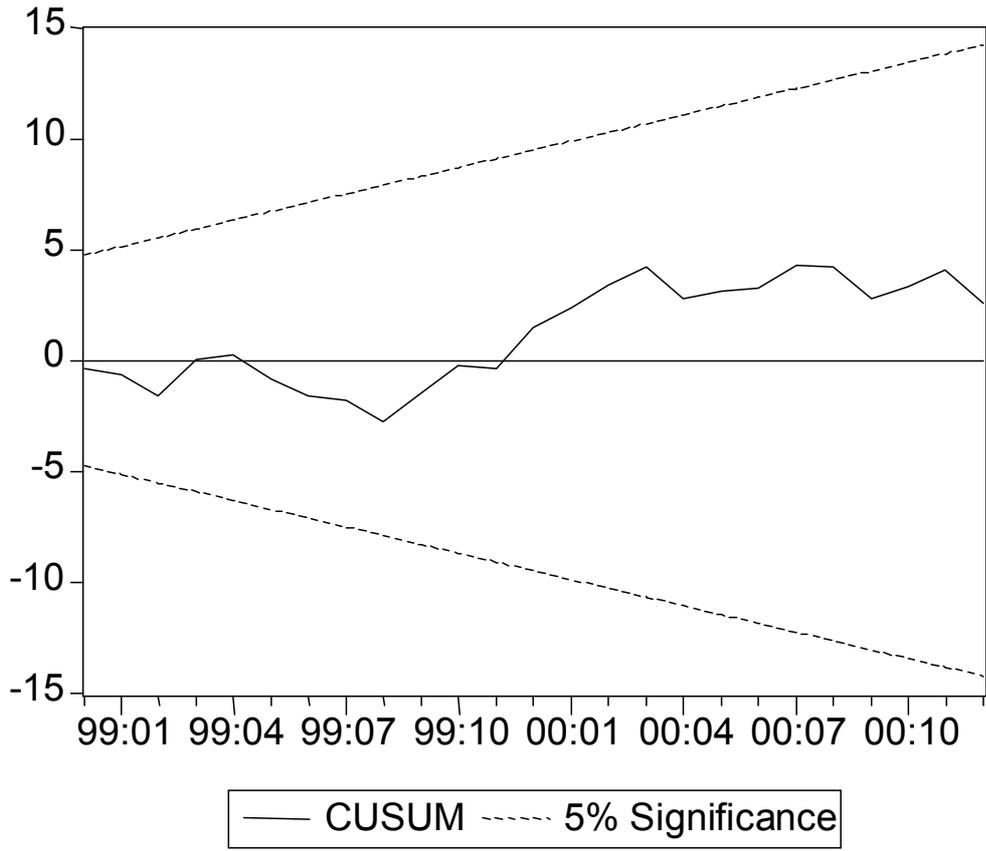


Grafico che riporta le previsioni ex-ante (gennaio-marzo 2001) relative ai modelli analizzati

