



WORKING PAPER n. 00.08

Novembre 2000

Un modello econometrico multifattoriale dell'Indice Comit generale della Borsa di Milano

*Renata Bonfiglio¹
Paolo Guderzo²*

¹ Unicredito di Milano

² Università Cà Foscari di Venezia, Facoltà di Economia.

1. Premessa

L'obiettivo che si prefigge il presente lavoro è duplice:

- la specificazione e stima di un **modello econometrico multifattoriale** basato sugli indicatori fondamentali macroeconomici e finanziari che si presti a fornire **un'interpretazione economica della variazione dei rendimenti dell'indice Comit generale** della Borsa Valori di Milano
- la costruzione di un'applicazione Visual Basic in Excel, con la caratteristica di facilitare l'aggiornamento del Database e di rendere automatica la ristima dei parametri del modello per la determinazione delle previsioni.⁴

Abbiamo, a questo proposito, elaborato **2 modelli: il primo di natura descrittiva, il secondo a scopo previsivo e utilizzabile anche per lo studio degli scenari**. Il modello descrittivo intende offrire al lettore l'opportunità di individuare le relazioni intercorrenti tra variabili economiche e l'indice della Borsa, ma soffre di un problema operativo per il fatto che non può essere agevolmente realizzato sul programma Excel attraverso le applicazioni macro, per la ricchezza di variabili in esso contenute. Il modello a scopo previsivo, quindi, colma alcune lacune sotto il profilo tecnico del modello descrittivo, selezionando quelle variabili che offrono una loro miglior performance previsiva e di cui si dispone di previsioni ex-ante.

Nella letteratura finanziaria è opinione sempre più diffusa che i rendimenti azionari siano parzialmente prevedibili sulla base del comportamento di altre variabili economiche. I modelli multifattoriali non sono stati tuttavia estensivamente applicati al mercato azionario italiano (si veda Aleati, Gottardo e Murgia [1994]; Antonio Roma e Giovanni Schlitzer [1996]).

2. Sezione metodologica

2.1 Le serie storiche

L'indagine è stata condotta su un orizzonte mensile per il periodo che va dal luglio 1988 al febbraio 2000 per un totale di 140 osservazioni campionarie e pone come variabile dipendente il rendimento dell'indice Comit generale di Borsa (la fonte dei dati, dove non altrimenti precisato, è Datastream). Dopo aver verificato l'assenza di eventuali comportamenti stagionali⁵, abbiamo proceduto all'analisi di stazionarietà delle serie storiche attraverso il test *Augmented Dickey Fuller* (ADF) al fine di verificare se i dati delle serie in esame consentono o meno di rigettare l'ipotesi nulla dell'esistenza di una radice unitaria (non stazionarietà) nei livelli, prendendo in

⁴ La macro Excel denominata Comit Forecasting Model è stata realizzata da Roberto Casarin presso Greta Consulting e da Paolo Guderzo (Università di Venezia)

⁵ Il package econometrico utilizzato per la stima e la diagnostica del modello descrittivo è PcGive

considerazione un ordine dei ritardi pari a 5. Dall'esito del test abbiamo riscontrato che le serie analizzate non risultano essere stazionarie nei livelli, mentre lo sono le loro differenze prime. Tuttavia, **il livello dei prezzi al consumo e la serie dell'indice Nasdaq100 risultano variabili integrate del secondo ordine.**

Le variabili del modello sono considerate in variazioni logaritmiche, ad eccezione dei saggi di interesse misurati in punti percentuali (su base annua).

Specificazione del modello descrittivo

Il modello multifattoriale viene rappresentato nella seguente formulazione:

$$y_t = c + \alpha y_{t-2} + \sum_{i=1}^3 g_i D_i + dD_t + \sum_{i=1}^{15} b_i x_{it} + e_t$$

Le variabili esplicative sono:

- 1) il rendimento logaritmico dell'indice Comit, con ritardo 2;
- 2) il rendimento logaritmico dell'indice FTSE100, con ritardo 4;
- 3) il rapporto prezzo-utile (P/E) nel mercato azionario italiano, con ritardo 1;
- 4) la variazione logaritmica del prezzo medio mensile del petrolio Brent, in \$ per barile, con ritardo 1;
- 5) la differenza prima della variazione logaritmica dell'inflazione italiana (anno su anno), corrente;
- 6) l'inclinazione della struttura a termine dei tassi di interesse USA, misurata come la differenza tra i tassi a lungo termine aventi scadenza a 10 anni e i Federal Funds, con ritardo 2;
- 7) i tassi a medio/lungo termine italiani con scadenza a 5 anni, corrente e con ritardo 1;
- 8) il tasso dei depositi sul mercato dell'euro lira a 3 mesi, corrente;
- 9) la variazione logaritmica del tasso di cambio lira-dollaro, con ritardo 1;
- 10) gli indicatori di consenso: a) degli operatori del settore industriale sulla situazione generale del nostro Paese; b) del clima di fiducia del consumatore;
- 11) sono state prese in considerazione alcune variabili *dummy* che hanno contribuito al miglior adattamento del modello al reale:
 - a) una *dummy* stagionale, che coglie l'effetto gennaio;
 - b) 3 *impulse dummy* (1994/02, 1998/09, 1998/11), che coprono episodi critici e destabilizzanti dei mercati dei capitali;
 - c) Una *stepwise dummy* legata all'indice Nasdaq100 distinta in due sottoperiodi, rispettivamente dal 1998/03 al 1999/08 e dal 1999/9 al 2000/2.

3. La giustificazione economica delle variabili esplicative considerate

1) *La componente autoregressiva*

Nel modello viene inclusa la variabile endogena ritardata di due periodi, la quale rileva una componente AR che si presenta con un segno negativo (-0,14333) e significativo (t-value pari a -3,089).

2) *Il mercato azionario internazionale*

Nel modello è presente l'**indice FTSE 100** ritardato di 4 periodi, con segno positivo (0,14166) e con un discreto impatto (t-value pari a 2,091). La scelta definitiva dell'inclusione di questo indice è il risultato di una ricerca sull'analisi di 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, CAC40, DAX, FTSE 100, Morgan Stanley Capital International e Emerging Markets).

3) *Componente valutativa*

Il rapporto *Price/Earnings*⁶ (P/E) indica la relazione che intercorre tra la valutazione di mercato e gli utili aziendali in una dimensione aggregata. Questa variabile presenta nel modello segno positivo (0,012863) ed il suo impatto sulle fluttuazioni della borsa è molto forte, confermato dal t-value pari a 6,335.

Nel modello presentato non compare alcuna proxy del premio al rischio: **la capacità esplicativa del Dividend Yield risulta scarsa per la forte correlazione con il P/E.**

Lo stesso esito (forte correlazione con la variabile P/E) si ha con il rapporto della capitalizzazione di Borsa sul Prodotto Interno Lordo, utilizzabile per cogliere l'effetto 'dimensione' del mercato e con la variabile relativa alla crescita degli utili.

4) *Componenti macroeconomiche*

4.1 *Prezzi*

Il 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** (costi), ma anche in parte approssima gli **shocks della bilancia dei pagamenti**, causati del peso considerevole delle importazioni di petrolio nel

⁶ La serie storica del P/E è fonte Datastream. Gli utili sono quelli dell'anno corrente.

commercio con l'estero. Questo spiega l'importanza del segno negativo del coefficiente (-0,13045 con un t-value corrispondente a -5,072).

Inflazione

Come atteso, l'effetto di un'accelerazione dei prezzi al consumo è negativo (il coefficiente relativo è pari a -4,1251) e indubbiamente molto forte con un t-value pari a -4,814.

4.2 *I tassi d'interesse*

Tra i tassi di interesse presi in considerazione (monetari e a lungo termine, domestici e internazionali) sono risultati molto significativi ai fini dell'analisi **i tassi a medio termine italiani** (di durata media pari a **5 anni**), **il tasso sui depositi in eurolira a 3 mesi e l'inclinazione della curva dei rendimenti statunitense**, data dalla differenza tra i tassi decennali e i *Federal Funds*. Rimane da sottolineare **la minor capacità esplicativa dei tassi a lungo termine italiani rispetto a quelli a medio termine**. L'effetto negativo dei tassi d'interesse era nelle aspettative. Il tasso d'interesse rappresenta infatti il rendimento di un'attività alternativa a quella azionaria, con un minor rischio. Dal momento che, per la teoria finanziaria, il prezzo di un titolo azionario rappresenta il valore attualizzato dei flussi futuri attesi a cui il possesso del titolo dà diritto, il segno negativo indica un tipico effetto di sostituzione. Il prezzo risulta perciò 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 attualizzati⁷.

⁷ La teoria finanziaria assume che il tasso di capitalizzazione dei flussi azionari futuri attesi coincida con la somma di due componenti: il tasso prevalente sul mercato dei titoli di Stato a media/lunga scadenza e il premio per il rischio intrinseco alla natura del titolo azionario. Vi sono pertanto due elementi che interagendo tra loro e, a parità di attese sui dividendi, influenzano i corsi azionari: le variazioni del premio per il rischio e i tassi a medio/lungo termine. A parità di attese sui dividendi e di premio per il rischio, il comportamento dei corsi azionari è inversamente correlato con quello dei tassi a m/l termine. Nasce però il problema di rappresentare in un modello la variabile "premio al rischio": secondo parte della letteratura il rapporto tra dividendi e prezzo può essere considerato una proxy del premio al rischio. Fama e French [1988] non concordano con questa tesi e suggeriscono in alternativa l'utilizzo di quelle misure del tasso d'interesse che seguono un andamento correlato al ciclo economico:

- a) *default premium*, cioè la differenza tra il rendimento di obbligazioni industriali a lungo termine a basso *rating* e quelle contraddistinte da "tripla A";
- b) *term premium*, ossia la differenza tra rendimenti obbligazionari a lungo e a breve termine.

4.3 Cambi

L'effetto complessivo dei movimenti del tasso di cambio sul *sentiment* degli investitori è tuttora oggetto di dibattito e dovrà essere validato empiricamente. Considerato il peso significativo del commercio internazionale nell'economia italiana, il panorama della profittabilità delle aziende italiane è direttamente legato alle condizioni di cambio 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 usato per accertare la competitività delle esportazioni del Paese: però tale fattore non ha confermato nel modello le nostre aspettative data 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/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 con una buona capacità esplicativa (0,25221; 3,462).

4.4 Crescita dell'economia: *Leading indicators*

Come fattori di crescita economica sono state prese in considerazione tre variabili che la letteratura recente pone tra quelle che vengono definite *leading indicator*, cioè **variabili anticipatrici del ciclo economico**. In questo contesto, un ruolo di primissimo piano viene ricoperto dagli **indicatori di fiducia sull'economia** desunti dai sondaggi effettuati presso famiglie e imprese⁸. 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'indicatore del clima di fiducia delle famiglie, le prospettive di investimento del settore industriale e il giudizio sulla situazione generale del Paese rilevato dai sondaggi rivolti ad un campione rappresentativo di aziende. L'impatto dei tre indici è fortemente positivo sull'indice Comit di Borsa (t-value rispettivamente pari a 2,156, 3,104, 3,261).

Dalla nostra analisi si ricava anche che la **produzione industriale italiana**, tra i più importanti indicatori di crescita dell'economia, offre un contributo poco significativo e quindi trascurabile: di fatti, il suo potere informativo è già contenuto nei *leading indicators* di cui sopra.

Quanto al *default premium*, per l'Italia non si dispone di serie di obbligazioni industriali sufficientemente omogenee tra loro; per il *term premium*, si è riscontrato che l'introduzione del tasso sui bond a 6 mesi e dell'inclinazione della curva dei rendimenti italiana non ha fornito sostanziali risultati per la forte incidenza dei tassi a 5 anni.

⁸ Gli indici di consenso (rielaborati dall'ISAE, Istituto per lo Studio e l'Analisi Economica, ex ISCO, e pubblicati ogni mese nella collana dei Quaderni Analitici) raccolgono numerose e dettagliate informazioni su comportamenti di spesa e

5) *Indicatori di liquidità del mercato azionario*

5.1 *Effetto gennaio*

Il fattore liquidità coinvolge il cosiddetto ‘effetto gennaio’, famoso nella letteratura finanziaria. La significatività di tale dummy è particolarmente elevata (il t-value è pari a 7,029) e il coefficiente è positivo (pari a 0,05907) come nelle attese.

5.2 *le Initial Public Offers*

L’effetto delle I.P.O. (*Initial Public Offers*) sulla Borsa dovrebbe essere negativo nel breve termine per effetto dell’assorbimento di liquidità, mentre dovrebbe risultare positivo nel medio termine per il conseguente ampliamento del listino. Queste aspettative sono confermate dalla nostra analisi, da cui ricaviamo una **modesta significatività della variabile I.P.O.** (t-value pari a 1,292) e un effetto positivo con un ritardo di 4 periodi.

5.3 *Fondi Comuni e Debito Pubblico*

La crescente importanza del risparmio gestito ci ha portato ad analizzare come ulteriore fattore di liquidità la domanda di attività da parte dei **fondi comuni d’investimento**: l’esito dell’analisi ha confermato le nostre attese di impatto positivo a livello corrente.

Alla ricerca di un legame tra **politica fiscale** e fluttuazioni della, ci si è chiesti se il fabbisogno del settore pubblico rapportato al P.I.L. avesse un’influenza sul comportamento dell’indice Comit. L’esito dell’analisi è stato negativo, probabilmente per i problemi metodologici tuttora aperti nel calcolo dell’aggregato e per il ritardo considerevole con cui viene rilevato e reso pubblico (4 mesi).

6) *Dummies*

6.1 *Le Impulse Dummies*

- Le *impulse dummies* relative ai mesi di **settembre e novembre 1998** colgono le **turbolenze finanziarie causate dalle crisi asiatica e russa.**⁹

investimento, aspetti di natura psicologica come il giudizio sulla situazione del paese, e aspettative delle famiglie e delle aziende sull’economia.

⁹ La crisi asiatica, iniziata a partire dalla metà del 1997, si è aggravata nei mesi successivi estendendosi ad altri Paesi e assumendo una rilevanza mondiale. Alla metà di agosto 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.

- L'inclusione dell'*impulse dummy* del **febbraio 1994** vuole cogliere, invece, l'evoluzione dei tassi d'interesse italiani, i quali hanno risentito della repentina tendenza al rialzo dei corsi obbligazionari sui mercati finanziari internazionali, risultato di una politica di restrizione monetaria da parte della Federal Reserve (nell'anno, infatti, i *Federal Funds* sono passati dal 3 al 6%).

6.2 Le Step Dummies

- La *stepwise dummy* del **febbraio 1996** evidenzia a nostro parere il break strutturale creato dall'accelerazione del **processo di convergenza delle economie europee nella prospettiva della creazione di una moneta unica** (nel dicembre 1995 si era svolto il Summit di Madrid con la definizione dello scenario di transizione verso la moneta unica; nel gennaio 1996 l'apprezzamento della lira nei confronti del marco tedesco subì un'accelerazione).
- La crescente rilevanza dei titoli *tmt (telecoms-media-technology)*, indiscussi protagonisti della **new economy**, è stato colto in questo modello da una variabile *stepdummy* relativa al **Nasdaq100**. Tale *dummy* è stata distinta in due sottoperiodi, rispettivamente dal 1998/03 al 1999/08 e dal 1999/09 al 2000/02. Il motivo che ha indotto a supporre un cambiamento strutturale nei parametri della serie in esame è dovuto al fatto che la Borsa italiana ha reagito all'effetto Nasdaq100 in modo dicotomico: in un primo momento ha seguito un andamento relativamente incerto e contrastato, più correlato agli indici tradizionali statunitensi ed europei; nel secondo, invece, ha mostrato una forte correlazione con l'Indice Nasdaq100 (ricordiamo che nel mese di settembre 1999, il nuovo piano di ristrutturazione industriale del gruppo Telecom – Olivetti è stato particolarmente apprezzato dal mercato; il gruppo Telecom Olivetti capitalizza più del 25% del mercato italiano).

Tabelle e grafici (1)

Per avere una indicazione complessiva della sensibilità dell'indice di Borsa ai fattori macroeconomici e finanziari, è stata costruita una **tabella di simulazione** in cui si è supposto un aumento percentuale di una variabile tenendo costanti le altre. Dall'analisi dei risultati emerge:

- il contributo rilevante della componente valutativa P/E (+1,48%), del tasso a m/l termine italiano (-1,13%), del cambio lira/dollaro (+1,28%) e della variabile legata al Nasdaq100 (+4,56%).
- Modesto è risultato invece l'impatto degli altri fattori. A nostro parere ciò è da mettere in relazione alle ipotesi formulate a priori sulle variazioni apportate.

Di seguito vengono riportate le tabelle relative alla specificazione del modello, dove vengono evidenziati i coefficienti delle variabili esplicative accompagnati dalle statistiche t di Student. Viene presentata, inoltre, una tabella che riassume i risultati dei test diagnostici più significativi sui residui. Dai test possiamo dedurre che le ipotesi di non-autocorrelazione, omoschedasticità e normalità dei residui possono essere accettate su base statistica.

Si mostrano, inoltre, un grafico che confronta i valori effettivi e quelli stimati nei livelli, quelli relativi ai test diagnostici operati ed alle previsioni ex-post sugli ultimi 12 dati mensili del periodo campionario, i grafici dei *fitted value* dei rendimenti, i *cross-plot* e la funzione di densità normale che approssima la distribuzione empirica dei relativi residui.

Specificazione del modello previsivo

Il secondo modello proposto contiene le variabili finanziarie precedentemente analizzate nel modello descrittivo ed una variabile macro (il tasso d'inflazione italiano), anch'essa presente nel modello precedente, rispetto alle quali possiamo disporre di previsioni ex-ante elaborate dall'Ufficio Studi di Unicredit Banca Mobiliare.

La costruzione di questo modello è motivata da due considerazioni: la prima, più importante, risiede nel fatto di considerare solamente quelle variabili di cui si dispone di previsioni fuori campione. La seconda, dipende da un vincolo tecnico di Excel (che non considera più di 16 regressori in un modello di regressione).

Le variabili esplicative presenti nel modello sono le seguenti:

- 1) il rendimento logaritmico dell'indice Comit, con ritardo 2;
- 2) il rapporto prezzo-utile (P/E) nel mercato azionario italiano, con ritardo 1;
- 3) la variazione logaritmica del prezzo del petrolio Brent in \$ per barile, con ritardo 1;
- 4) la differenza prima della variazione logaritmica dell'inflazione italiana (anno su anno), corrente;
- 5) l'inclinazione della struttura a termine dei tassi di interesse USA, misurata come la differenza tra i tassi a lungo termine aventi scadenza a 10 anni e i Federal Funds, con ritardo 2;
- 6) i tassi a medio termine italiani con scadenza media di 5 anni, corrente e con ritardo 1;
- 7) il tasso dei depositi sul mercato dell'euro lira a 3 mesi, corrente;
- 8) la variazione logaritmica del tasso di cambio lira-dollaro, con ritardo 1;
- 9) alcune variabili *dummy* che hanno contribuito al miglior adattamento del modello al reale:
 1. una *dummy* stagionale che coglie l'effetto gennaio;

2. 3 *impulse dummy* (1994/02, 1998/09, 1998/11) che coprono quegli episodi critici che hanno destabilizzato i mercati dei capitali a livello internazionale;
3. Una *stepwise dummy* (1996/02) legata alla creazione dell'area monetaria euro;
4. Una *stepwise dummy* legata all'indice Nasdaq100 distinta in due sottoperiodi, rispettivamente dal 1998/03 al 1999/08 con ritardo 1 e dal 1999/9 al 2000/2 con ritardo 3.

Di seguito vengono riportate le tabelle relative alla specificazione del modello dove vengono evidenziati i coefficienti delle variabili esplicative accompagnati dalle statistiche t di Student per verificare se le variabili presenti siano significative e con segni e coefficienti ragionevolmente attendibili. Viene presentata, inoltre, una tabella che riassume i risultati dei test diagnostici più significativi sui residui del modello Comit. **Dai test possiamo dedurre che le ipotesi di non-autocorrelazione, omoschedasticità e normalità dei residui possono essere accettate su base statistica.**

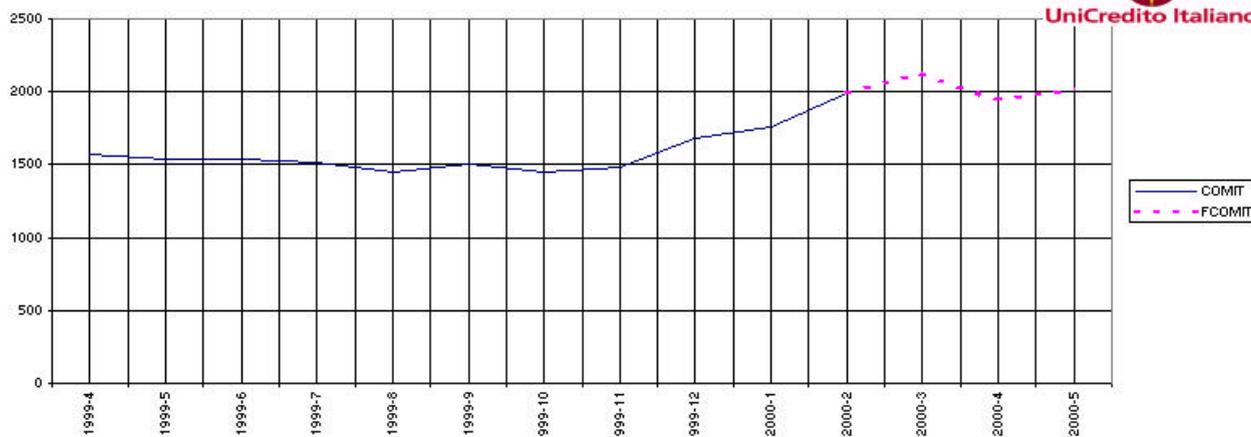
Si mostrano, inoltre, un grafico che confronta i valori effettivi e quelli stimati nei livelli, quelli relativi ai test diagnostici operati e i grafici dei *fitted value* dei rendimenti, i *cross-plot*, il correlogramma e la funzione di densità normale che approssima la distribuzione empirica dei residui.

Le previsioni a 3 mesi del modello previsivo

Il modello si propone di prevedere l'indice di Borsa Comit su un **orizzonte temporale di 3 mesi**. Per la realizzazione di quest'ultimo obiettivo sono necessarie le previsioni ex-ante sulle variabili esogene qualora non si abbia l'opportunità di avere a disposizione i ritardi fino ai 3 *lags*: esse sono state elaborate dall'Ufficio Studi di Unicredit 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 dal modello offre spunti di analisi interessanti: il segnale trasmesso dalla previsione nel mese di marzo sull'indice Comit ci appare emblematico dal momento che la Borsa, in un contesto di un aumento generalizzato dei tassi d'interesse, risulta più attratta dalle potenzialità di crescita dei titoli *tmt*, sulla scia delle performance del mercato *high-tech* americano. Nel mese di aprile, invece, ci attendiamo un'inversione di tendenza dovuta alla reazione, ad effetto ritardato, all'insieme di politiche monetarie restrittive delle maggiori banche centrali mondiali.

Forecasted Comit



Per il mese di maggio è previsto un consolidamento, risultante dagli effetti negativi delle politiche monetarie e positivo del forte ribasso del prezzo del petrolio Brent (vedi grafico corrispondente alle previsioni ex-ante a 3 mesi sull'indice di Borsa Comit).

Verifica ex-post delle previsioni formulate e aggiornamento del modello previsivo

In questa sezione ci si propone di verificare la capacità previsiva del modello per i due mesi fuori campione (marzo e aprile), attraverso il computo di una gamma di statistiche che vengono riportate nella seguente tabella:

<i>Root Mean Squared Error</i>	$\sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}$	23,65646
<i>Mean Absolute Error</i>	$\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} \hat{y}_t - y_t $	18,91436
<i>Mean Absolute Percentage Error</i>	$\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} \left \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right $	0,009362045
<i>Theil Inequality Coefficient</i>	$\frac{\sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} y_t^2} + \sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} y_t^2}}$	0,007163426

<i>Bias Proportion</i>	$\frac{(\bar{\hat{y}}_t - \bar{y}_t)^2}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$	0,958921
<i>Variance Proportion</i>	$\frac{(S_{\hat{y}} - S_y)^2}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$	0,018654
<i>Covariance Proportion</i>	$\frac{2(1-r)S_{\hat{y}}S_y}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$	0,022425

- Il campione in previsione è $t = S, S+1, \dots, S+h$ (in questo caso $h=2$). Si denotano con y e \hat{y} rispettivamente il valore effettivo e quello previsto nei livelli. $\bar{\hat{y}}, \bar{y}, S_{\hat{y}}, S_y$ indicano rispettivamente le medie e le deviazioni standard di y e \hat{y} ed r è la correlazione tra y e \hat{y} .

Dall'analisi delle statistiche emerge che, nonostante si abbia la possibilità di confrontare *ex-ante* solamente due valori, **il modello ha una buona capacità previsiva**, testimoniata dal fatto che entrambi gli indici *Mean Absolute Percentage Error* e l'*indice di Theil* sono prossimi allo zero. Inoltre è importante sottolineare che il modello cattura l'unico punto di svolta, cogliendo nel mese di marzo la tendenza al rialzo dell'indice di Borsa (con sovrastima pari a 34,245) e, nel mese di aprile, la brusca correzione (con sovrastima pari a 22,498 punti). Nel momento della valutazione del potere informativo del modello in previsione il lavoro è stato realizzato nel mese di maggio: si rinvia la verifica della terza previsione nel mese successivo.

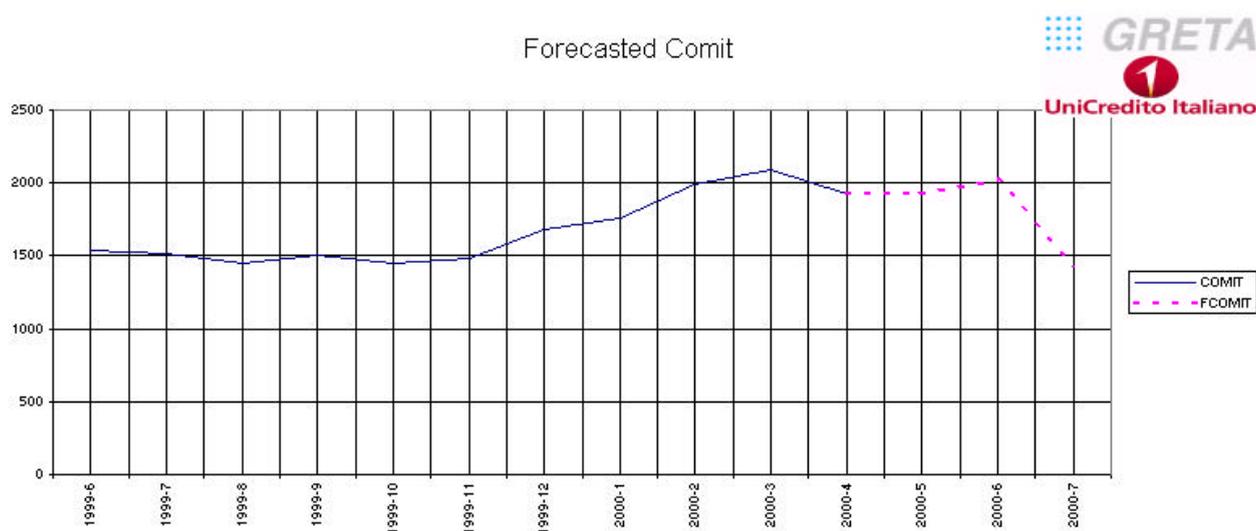
Per quanto concerne la formulazione delle previsioni nei successivi 3 mesi (maggio, giugno, luglio) abbiamo proceduto all'aggiornamento dei parametri del modello da febbraio ad aprile correggendo opportunamente l'influenza della variabile $Sdu * Nasdaq$ (lag 3) 99/9 - 00/4 con un ritardo pari a 5 al fine di **aggiustare la dinamica della differenza nei rendimenti del Nasdaq caratterizzato da un'eccessiva instabilità e volatilità**.

Le previsioni a 3 mesi ex-ante

La forte volatilità degli indici Dow Jones e Nasdaq hanno inciso notevolmente sui mercati delle maggiori piazze finanziarie internazionali. Non di meno, vi sono altri fattori strettamente legati tra loro che potrebbero ulteriormente pesare sui mercati finanziari. Infatti, la prevista dinamica rialzista dei tassi d'interesse americani, visto il forte ritmo di espansione dell'economia americana e la tensione inflattiva potenziale associata, e i livelli elevati delle quotazioni del petrolio potrebbero indebolire ulteriormente il mercato azionario. Fra gli altri fattori in gioco vi sono: il rafforzamento del dollaro nei confronti dell'euro e un previsto aumento dei tassi di interesse a breve nell'area euro. Dai risultati dell'analisi effettuata fuori campione, emerge che nel mese di maggio prevarrà principalmente un atteggiamento di cautela degli operatori, segnale di una condizione generale

caratterizzata da un sostanziale equilibrio. Il mese di giugno denota invece un progressivo rialzo dell'indice Comit, nonostante sia presente in un contesto generalizzato di un aumento atteso dei tassi d'interesse unitamente alle aspettative al rialzo del prezzo del petrolio e del tasso d'inflazione e ad un timido indebolimento del dollaro nei confronti dell'euro. In questo frangente sono maggiormente influenti la componente valutativa P/E sull'indice Comit ed il 2° ritardo della variabile endogena. La previsione nel mese di luglio è alquanto preoccupante perché testimonia una brusca discesa dell'indice Comit. L'effetto scatenante pare sia il terzo ritardo del rendimento differenziato dell'indice Nasdaq che ha fatto registrare nel mese di aprile una perdita del 27%. A questo punto, il problema principale è quello di capire se la flessione prevista dell'indice di Borsa sia una contingenza o un movimento strutturale.

Si presenta di seguito un grafico che riporta le previsioni *ex-ante* a 3 mesi sull'indice Comit generale di Borsa.



4. Conclusioni

Il presente lavoro ha avuto un duplice obiettivo: in primo luogo, la specificazione e la stima di un modello econometrico multifattoriale basato su indicatori fondamentali macroeconomici e finanziari che si presti ad un'interpretazione economica della variazione dei rendimenti dell'indice Comit generale della Borsa Valori di Milano. In secondo luogo, la creazione di un modello da utilizzare per previsioni con un orizzonte temporale di 3 mesi, ricavato dal modello precedente

tenendo presente due tipi di vincoli: il primo, legato alla disponibilità di dati/stime per le variabili esogene e il secondo legato ai limiti operativi del programma Excel.

I risultati ottenuti sono stati particolarmente soddisfacenti: lo studio svolto ha mostrato non solo la discreta capacità dei due 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. Inoltre, la performance previsiva del secondo modello è risultata positiva ad una prima, seppur limitata, verifica.

Tuttavia, consideriamo questo lavoro un punto di partenza e non di arrivo. Fra gli spunti per un ulteriore perfezionamento del lavoro vi è un possibile trattamento alternativo della variabile Nasdaq, particolarmente instabile e che ha avuto nei mesi scorsi effetti contrastanti sul mercato italiano. Un altro filone di sviluppo potrebbe essere rappresentato dallo studio di modelli alternativi non lineari o dalla costruzione di un sistema di equazioni simultanee.

Riferimenti bibliografici

A. ABOU – D. SZPIRO (1984), *Degré de validité des opinions des chefs d'entreprise pour les prévisions de production*, "Observations and Diagnostiques Economique", n. 7, pp. 157-170.

A. ALEATI – P. GOTTARDO – M. MURGIA (1995), *The Pricing of Italian Equity Returns*, Working paper, Università di Pavia.

M. ASPREM (1989), *Stock prices, asset portfolios and macroeconomic variables in ten European countries*, Journal of Banking and Finance, vol.13, pp. 589-612.

F. C. BAGLIANO – A. BELTRATTI (1997), *Stock returns, the interest rates and inflation in the italian stock market: a long run perspective*, Giornale degli Economisti, vol. 56, n.3-4, pp. 139-167.

S. CALABRESI – P. CORNAZZA (1996), *La svalutazione della lira e la reazione delle imprese industriali: un'inchiesta ad hoc dell'ISCO*, Rivista di Politica Economica, pp. 35-82.

CARLSON – PARKIN, *Inflation Expectations*, "Economica", n. 1975.

M. CARUSO (1997), *Variabili macroeconomiche e corsi azionari: la borsa italiana in un raffronto internazionale*, Giornale degli economisti, pp.147-184.

N. CHEN – R. ROLL – S. A. ROSS (1986), *Economic forces and the stock market*, Journal of Business, vol. 59, n. 3, pp. 383-403.

G. CONNOR (1995), *The three types of factor model: a comparison of their exploratory power*, Financial Analyst Journal, may-june, pp. 42-46.

E. D'ELIA (1991), *La quantificazione dei risultati dei sondaggi congiunturali: un confronto tra procedure*, ISCO, "Rassegna dei Lavoratori dell'Istituto", n. 13, pp. 1-71.

M. FANSTEN (1976), *Introduction à une théorie mathématique de l'opinion*, Annales de l'INSEE", n. 21, pp. 3-55.

E. F. FAMA – K. R. FRENCH (1988), *Dividend Yields and Expected Stock Returns*, Journal of Financial Economics, Vol. 22, pp. 3-25.

A. LOCARNO – G. PARIGI (1995), *Clima di fiducia e consumi delle famiglie: movente economico o psicologico?*, Ricerche quantitative per la politica economica, pp.115-161.

G. PARIGI – G. SCHLITZER (1996), *Una nota sull'uso di indicatori anticipatori nei modelli econometrici per la previsione a breve termine*, Rivista di politica economica, pp.44-65.

A. PENATI (1991), *Il rischio azionario e la Borsa. Un'analisi del funzionamento del mercato italiano*, Egea, Milano.

A. ROMA – G. SCHLITZER (1996), *The Determinants of Italian Stock Market Returns: Some Preliminary Evidence*, Economic Notes, vol. 25, pp. 515-540.

Modello descrittivo (1)

Variabile dipendente: indice Comit generale di Borsa					
Metodo di stima: OLS					
Campione: 1988:07 –2000:02					
Osservazioni campionarie incluse: 140					
variabile	Coefficiente	Std. Error	t-value	t-prob	PartRy ²
Costante	-0,0067589	0,0028248	-2,393	0,0183	0,0463
Comit (lag 2)	-0,14333	0,046406	-3,089	0,0025	0,0748
Ftse100 (lag 4)	0,14166	0,067734	2,091	0,0386	0,0357
P/e ratio (it) (lag 1)	0,012863	0,0020303	6,335	0,0000	0,2538
Prezzo petrolio (lag 1)	-0,13045	0,025722	-5,072	0,0000	0,1790
Inflazione	-4,1251	0,85692	-4,814	0,0000	0,1641
Tassi USA (10y-Fed Funds)	-0,029858	0,0090520	-3,298	0,0013	0,0844
Tasso ita 5 y	-0,045312	0,0061668	-7,348	0,0000	0,3139
Tasso ita 5 y (lag 1)	0,027099	0,0053649	5,051	0,0000	0,1778
Depo euro 3 m	-0,019090	0,0055007	-3,470	0,0007	0,0926
Cambio L/\$ (lag 1)	0,25221	0,072845	3,462	0,0007	0,0922
Consumer confid (lag 2)	0,24398	0,11319	2,156	0,0331	0,0379
Indus. Confid. (lag 5)	0,31134	0,10032	3,104	0,0024	0,0755
Business confid. (lag 1)	0,10586	0,032459	3,261	0,0014	0,0827
January effect	0,059072	0,0084042	7,029	0,0000	0,2951
Initial public offers (lag 4)	0,042985	0,033275	1,292	0,1989	0,0139
Dummy 1994m2	0,094621	0,025609	3,695	0,0003	0,1037
Dummy 1998m9	-0,17730	0,029359	-6,039	0,0000	0,2361
Dummy 1998m11	0,073605	0,030075	2,447	0,0159	0,0483
Stepdummy 1996m2	0,015832	0,0048913	3,237	0,0016	0,0815
Sdu*Nasdaq (lag 1) 98/3 - 99/8	-0,34307	0,081267	-4,222	0,0000	0,1312
Sdu*Nasdaq (lag 3) 99/9 - 00/2	0,98230	0,14816	6,630	0,0000	0,2714

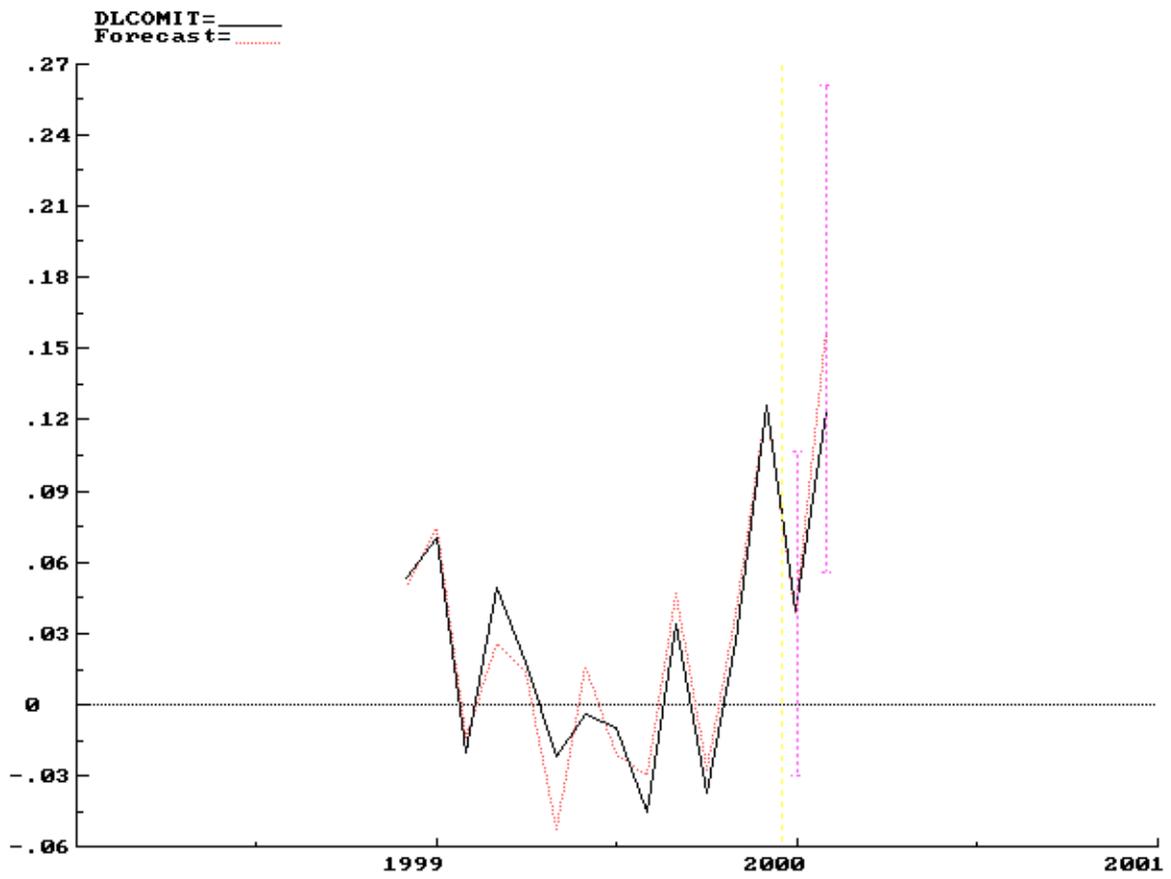
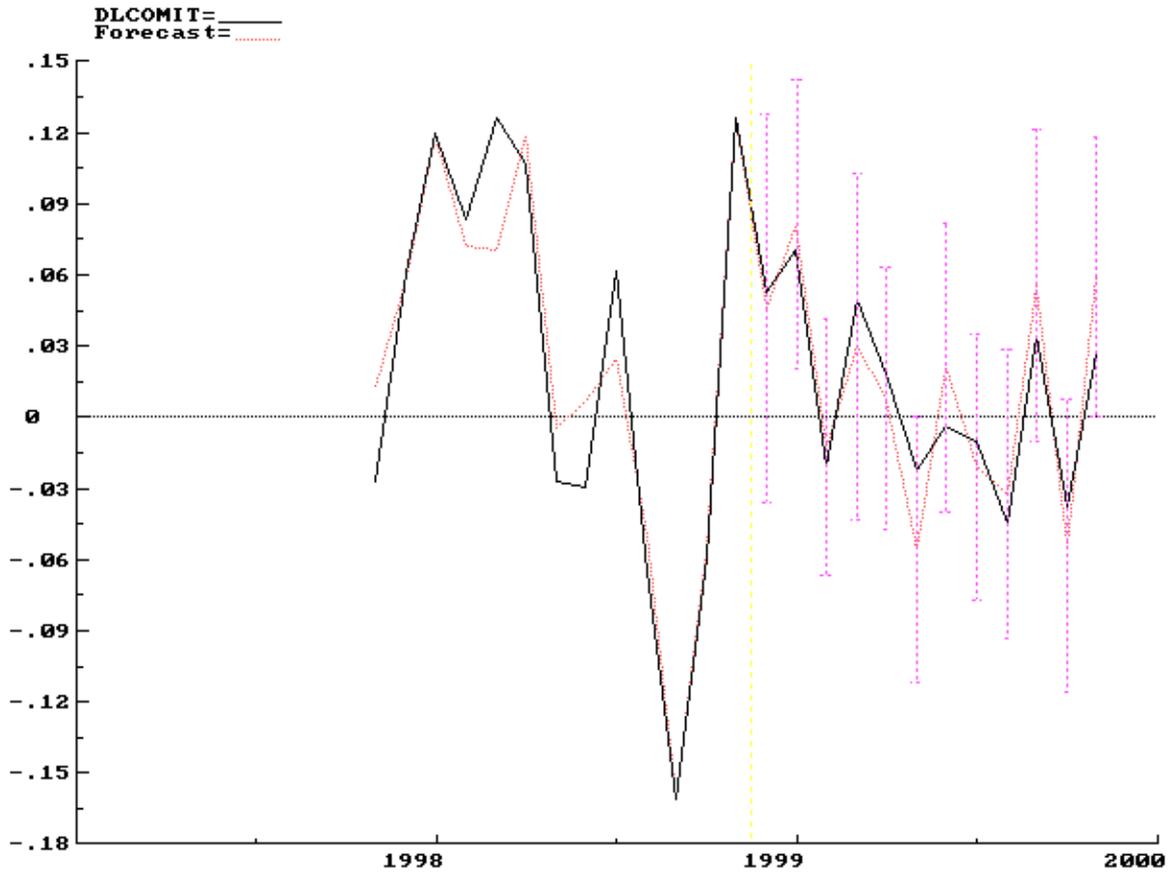
R-squared	0,839628	Mean dependent var	0,009973
Adjusted R-squared	0,811087	S.D. dependent var	0,056789
S.E. of regression	0,024683	Akaike info criterion	-4,422098
Sum squared resid	0,071890	Schwartz criterion	-3,959840
Log likelihood	331,5468	F-statistic	29,41844
Durbin-Watson stat	2,210480	Prob(F-statistic)	0,000000

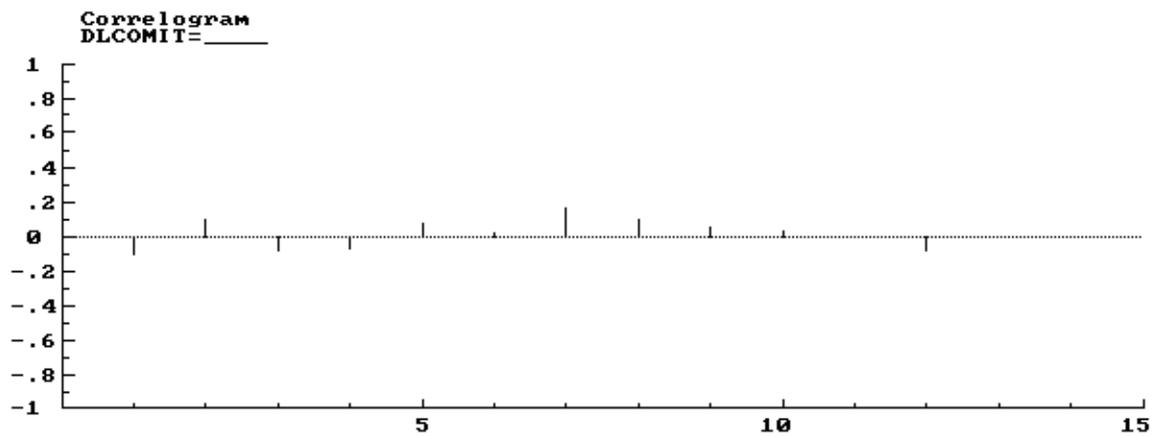
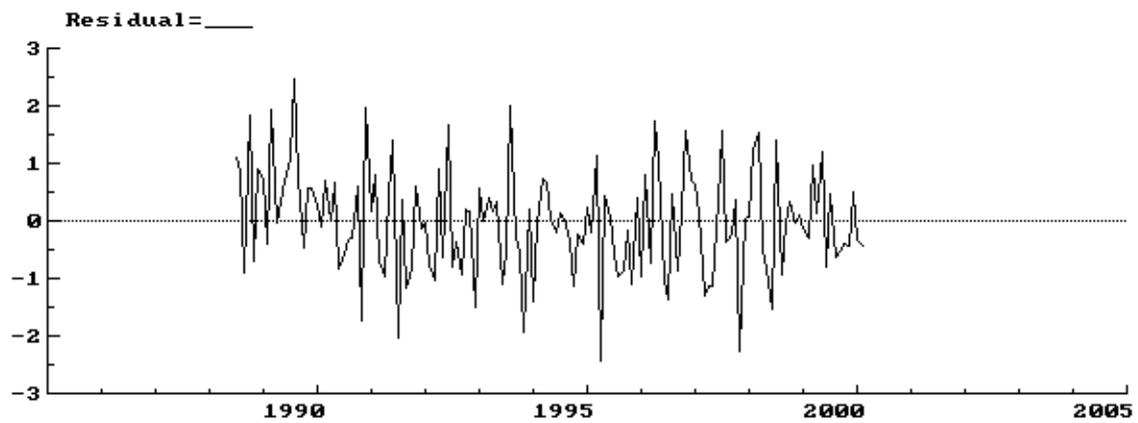
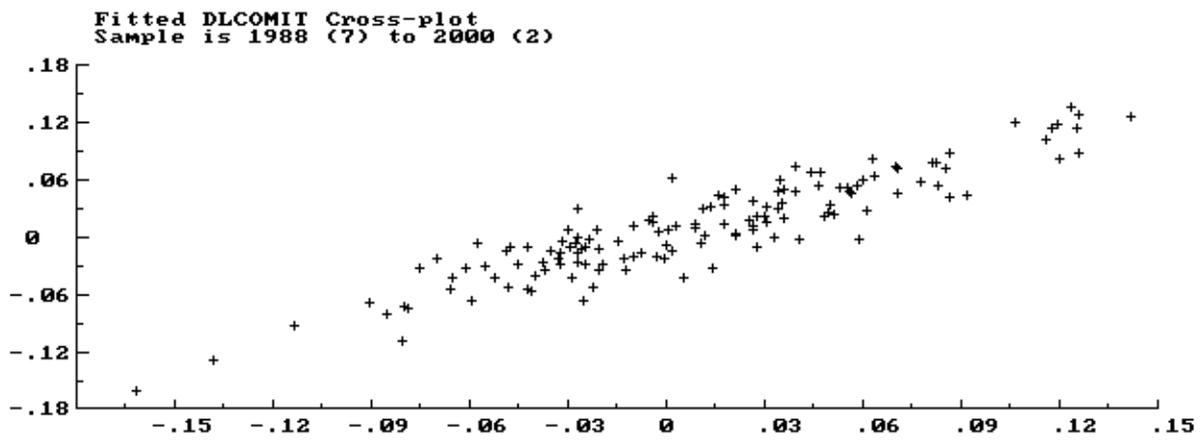
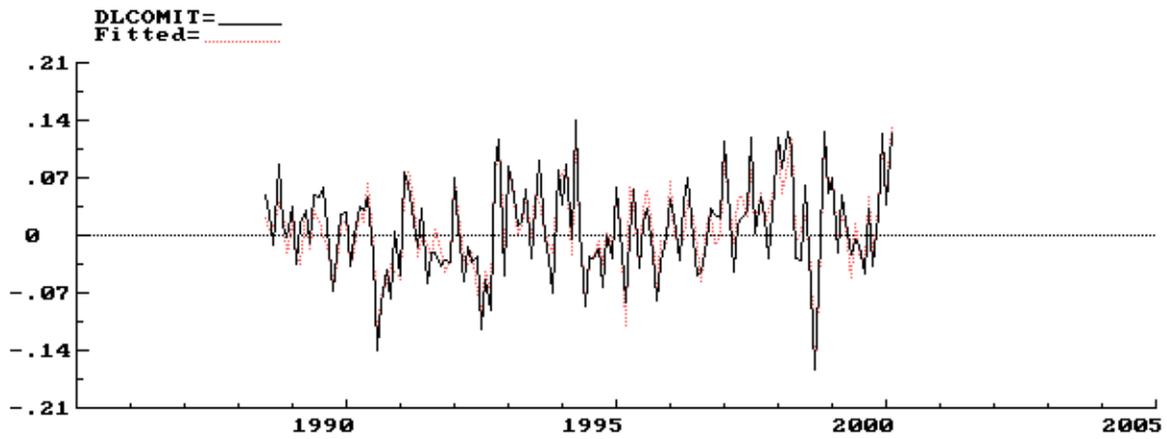
TABELLA DI SIMULAZIONE

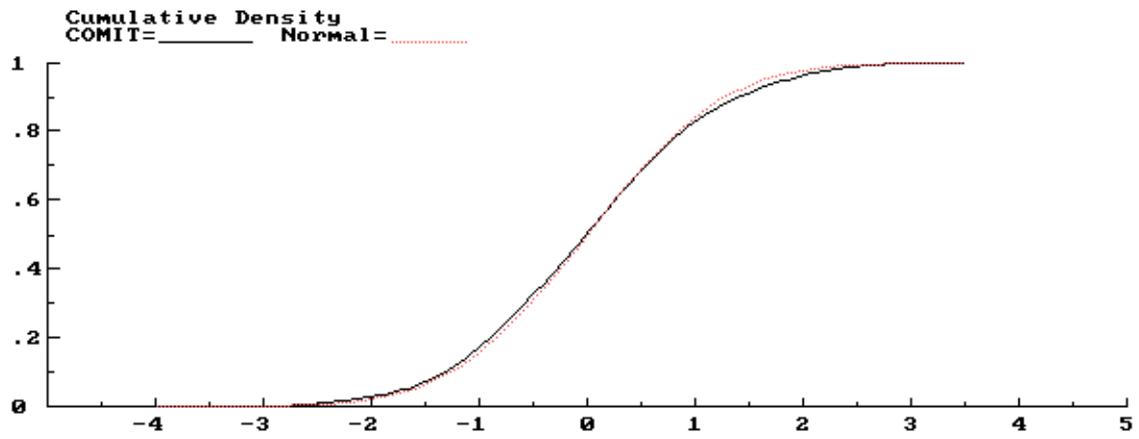
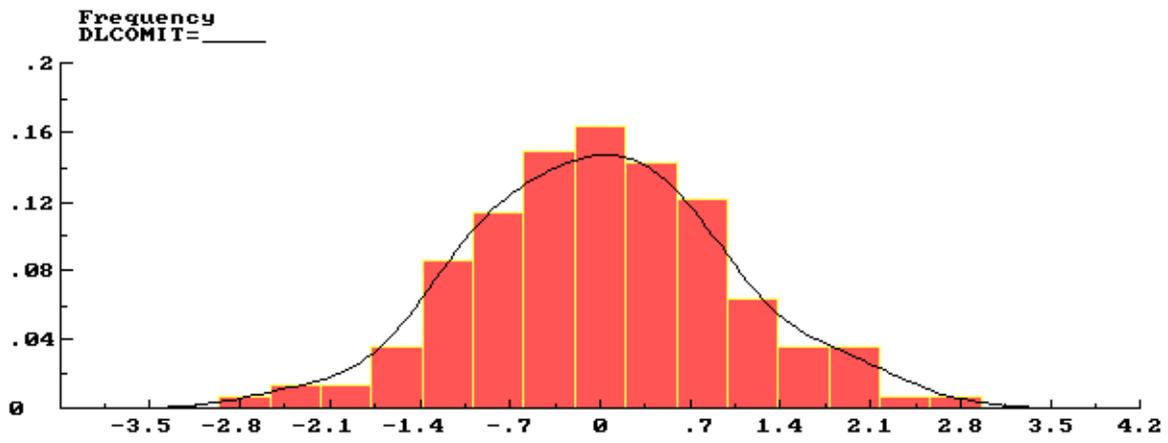
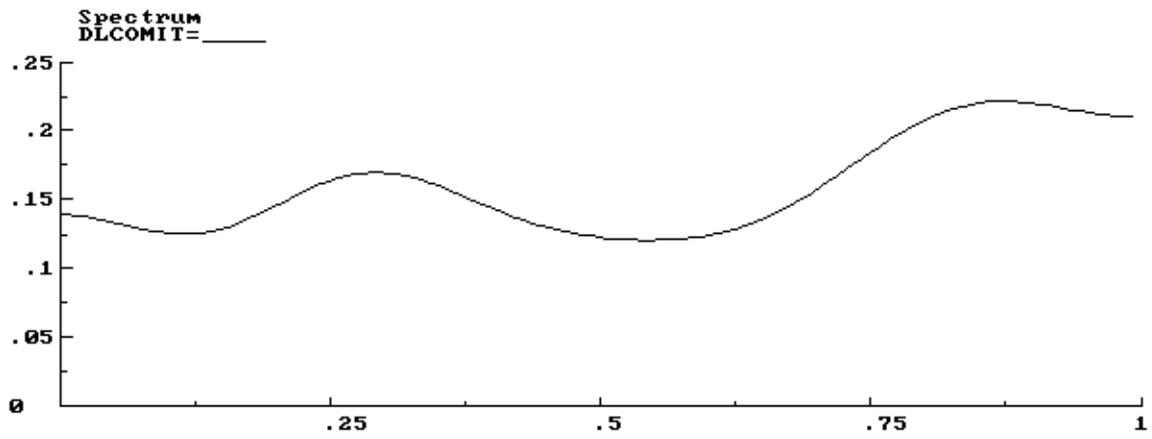
Variabile	Valore Tempo t-i+1	Valore tempo t-i	Input simulato	Variazione simulata	Output stimato	Output simulato	Δ %
Comit_2	1487,46	1686,75	1755,58	+4%	2010,14	1998,65	-0,57%
Ftse100_4	6116,92	6071,19	6318,95	+4%	2010,14	2021,56	0,56%
P/e ratio (it)_1	28,2	28,3	29,45	+4%	2010,14	2040,10	1,48%
Oilbrent_1	25,7	25,63	26,63	+1\$	2010,14	2000,13	-0,50%
Inflazione	111,3	111,7	111,92	+0,2%	2010,14	1993,89	-0,81%
Bmus-fedfunds	0,603	0,969	1,219	+0,25	2010,14	1995,19	-0,74%
Tasso 5 y	5,19	5,22	5,47	+0,25	2010,14	1987,50	-1,13%
Tasso 5 y_1	4,83	5,19	5,44	+0,25	2010,14	2023,80	0,67%
Depo 3 m E/L	3,3192	3,5275	3,7775	+0,25	2010,14	2000,57	-0,47%
Cambio L/\$_1	1913,305	1910,537	2010,537	+100L	2010,14	2036,17	1,28%
Consconfid._2	-13	-13	-11	+2	2010,14	2019,97	0,48%
Indusconfid._5	-2	-1	1	+2	2010,14	2022,69	0,62%
Businconfid_1	4	15	17	+2	2010,14	2014,38	0,21%
Du*Nasdaq_3	2482,75	2892,46	3010,50	+4%	2010,14	2104,07	4,56%

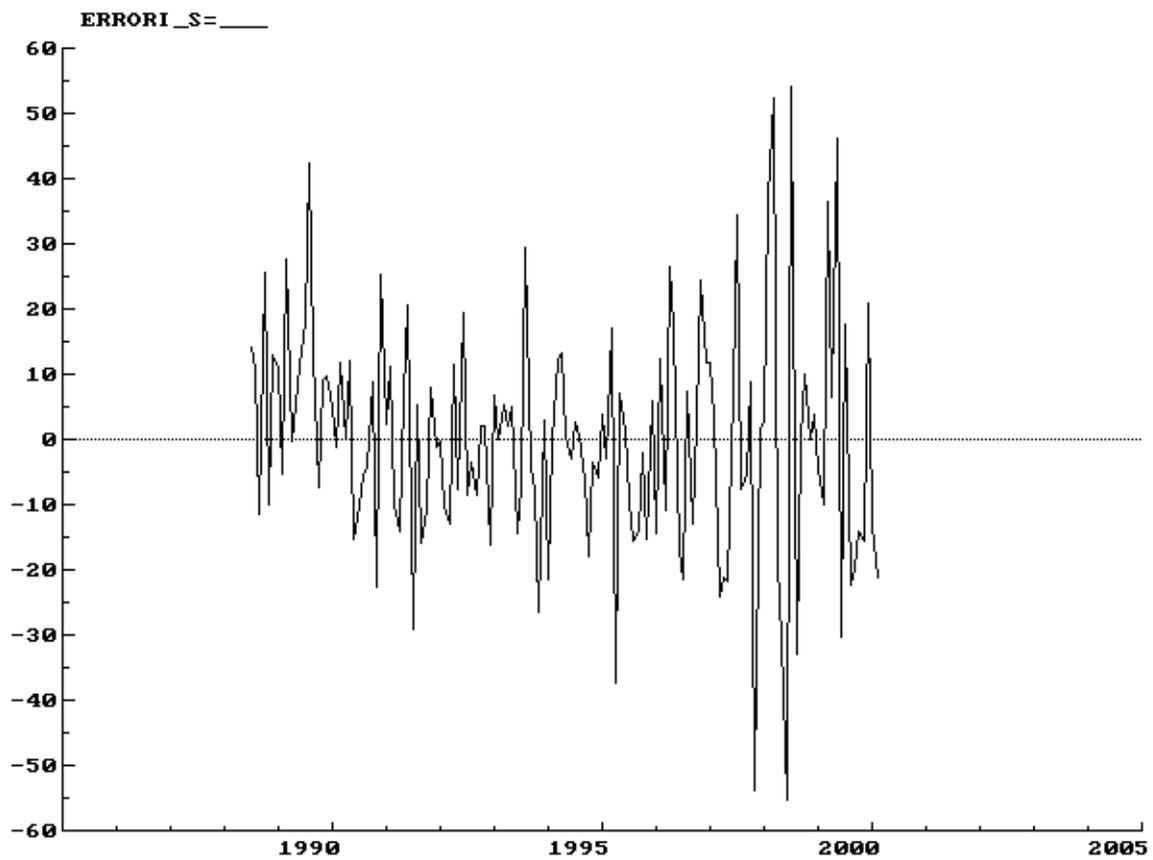
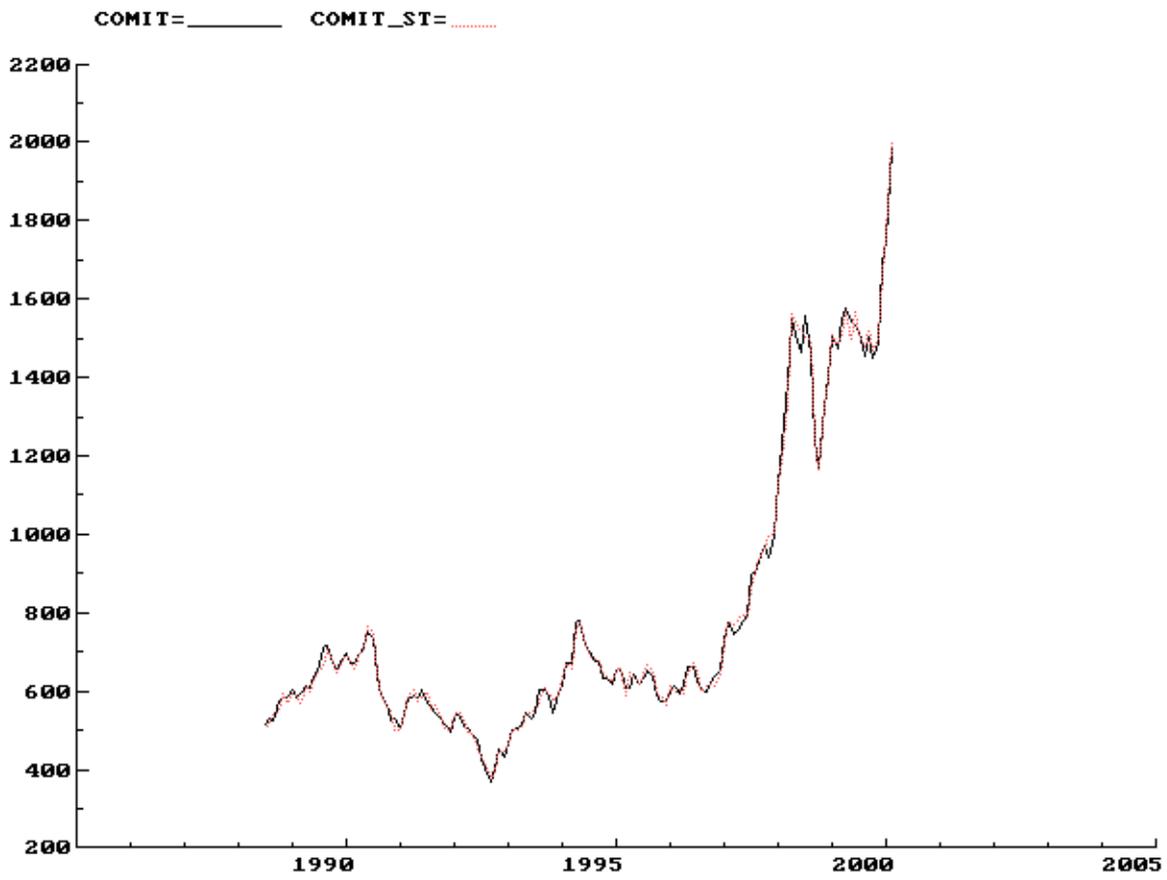
TEST DIAGNOSTICI SUI RESIDUI

TEST	MODELLO COMIT	
AUTOCORRELAZIONE (LAGS 1-7) TEST F	F(7,111)=1.3421	0,2373
ARCH (LAGS 1-7) TEST F	F(7,104)=0.42126	0,8871
NORMALITA' TEST c^2	$c^2(2) = 0,33523$	0,8457
ETEROSCHEDASTICITA' TEST F	F(37,80)=0.7848	0.7910
FORMA FUNZIONALE TEST F	F(1,117)=0.48637	0,4869









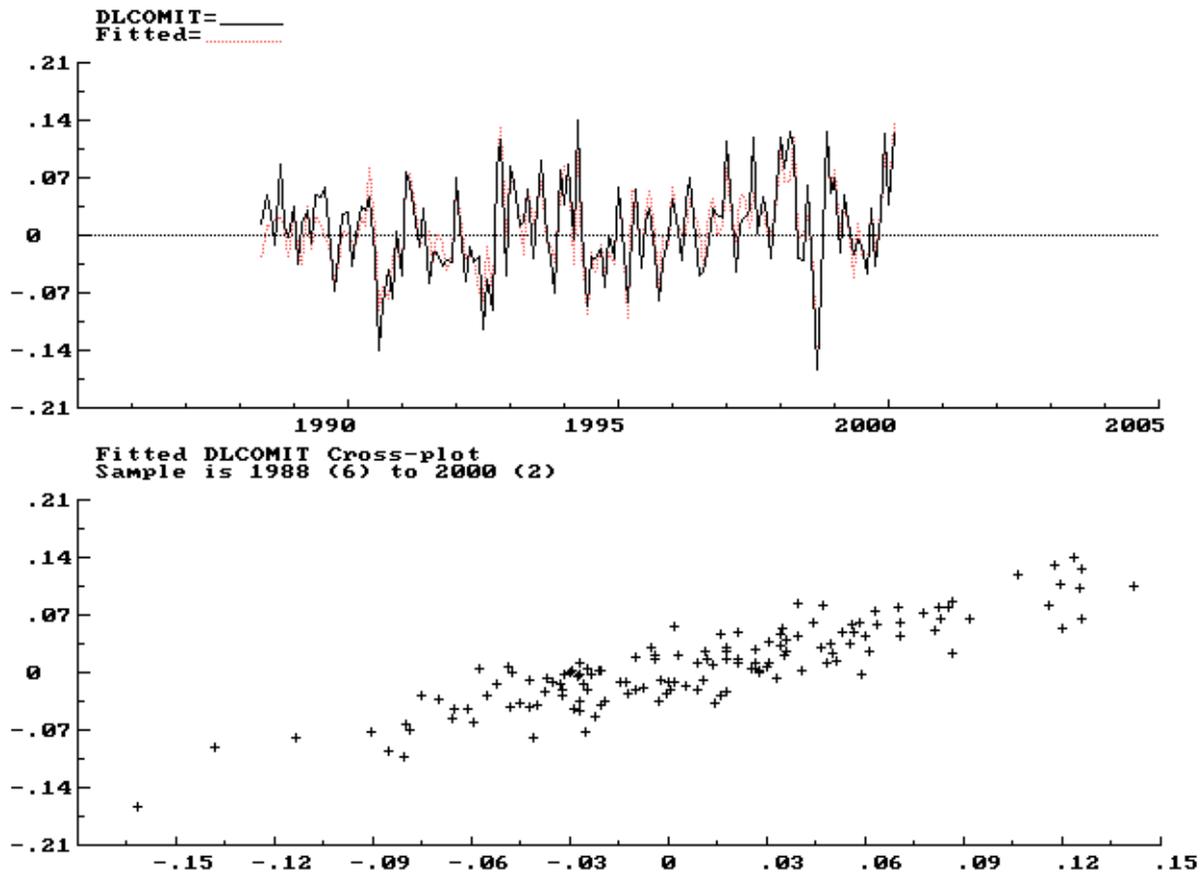
Modello previsivo (2)

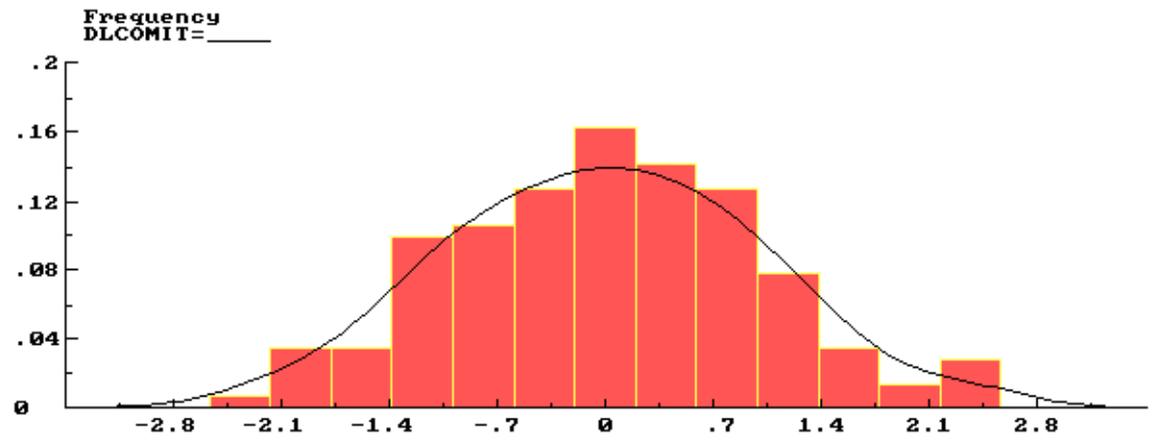
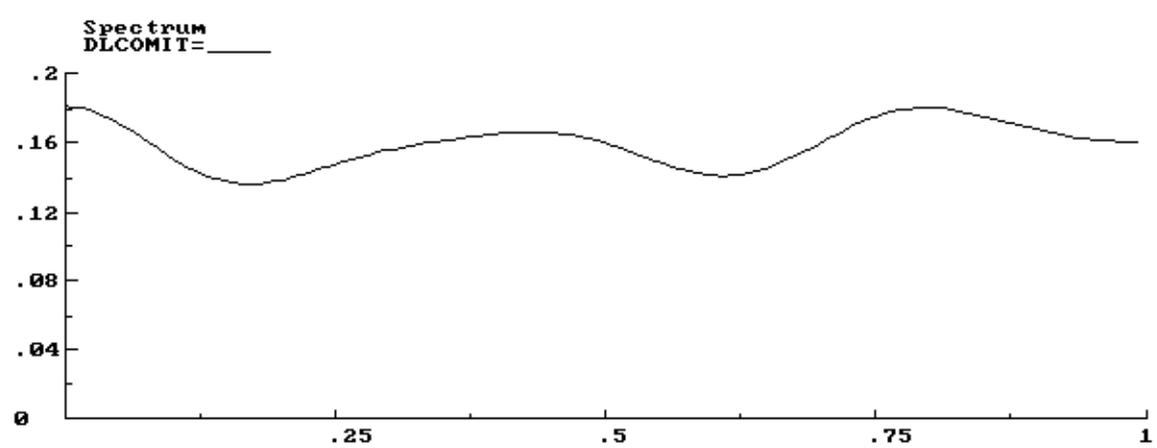
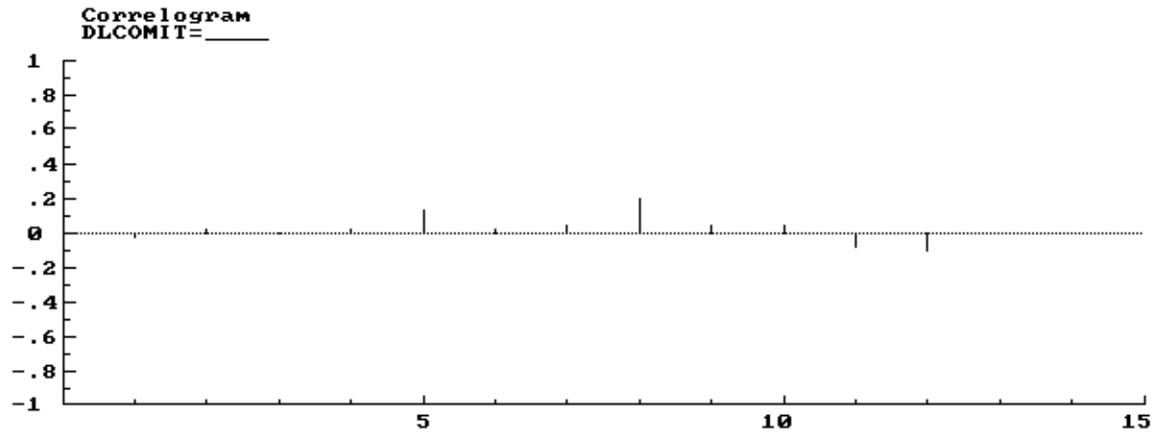
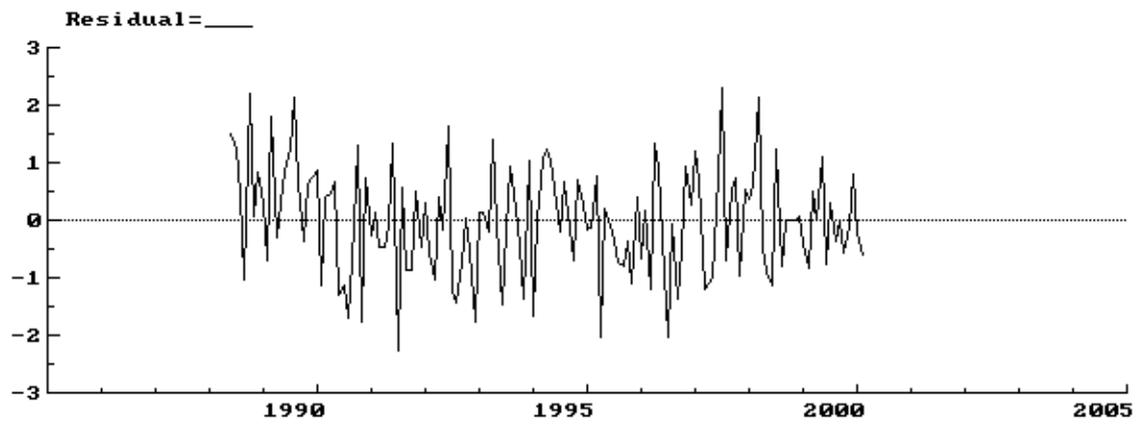
Variabile dipendente: indice Comit					
Metodo di stima: OLS					
Campione: 1988:06 2000:02					
Osservazioni campionarie: 141					
variabile	coefficiente	Std. Error	t-value	t-prob	PartRy'
Costante	-0.0058022	0.0030604	-1.896	0.0603	0.0282
Comit (lag 2)	-0.14131	0.049019	-2.883	0.0046	0.0628
P/e ratio (it) (lag 1)	0.015624	0.0020305	7.695	0.0000	0.3232
Prezzo petrolio (lag 1)	-0.14341	0.028711	-4.995	0.0000	0.1675
Inflazione	-4.1036	0.95556	-4.294	0.0000	0.1295
Tassi USA (10y-Fed Funds)	-0.033234	0.0095640	-3.475	0.0007	0.0887
Tasso ita 5 y	-0.051544	0.0068322	-7.544	0.0000	0.3146
Tasso ita 5 y (lag 1)	0.031962	0.0058754	5.440	0.0000	0.1927
Depo euro 3 m	-0.019192	0.0060449	-3.175	0.0019	0.0752
Cambio L/\$ (lag 1)	0.25818	0.081662	3.162	0.0020	0.0746
January effect	0.058078	0.0092621	6.271	0.0000	0.2408
Dummy 1994m2	0.11313	0.028695	3.943	0.0001	0.1114
Dummy 1998m9	-0.20207	0.032072	-6.301	0.0000	0.2425
Dummy 1998m11	0.083581	0.030329	2.756	0.0067	0.0577
Stepdummy 1996m2	0.018290	0.0052570	3.479	0.0007	0.0889
Sdu*Nasdaq (lag 1) 98/3 - 99/8	-0.35815	0.089584	-3.998	0.0001	0.1142
Sdu*Nasdaq (lag 3) 99/9 - 00/2	1.0776	0.16125	6.683	0.0000	0.2648

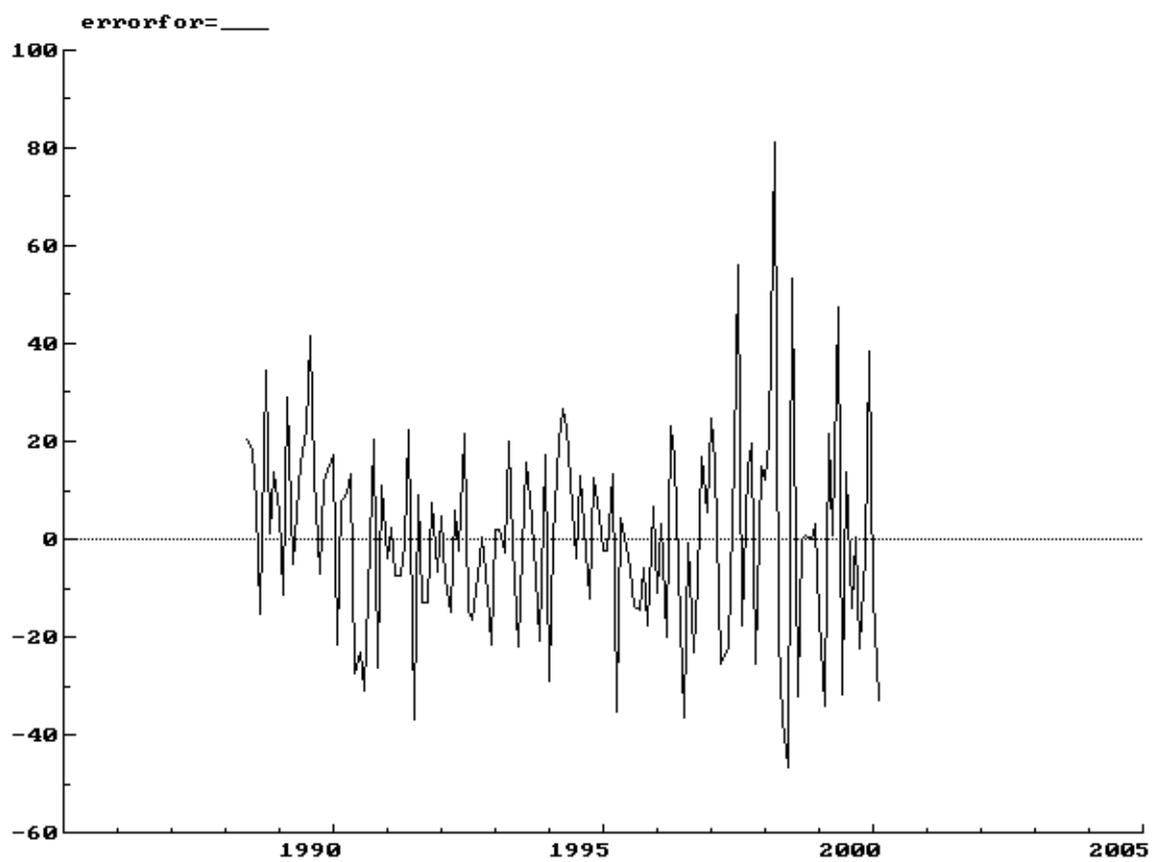
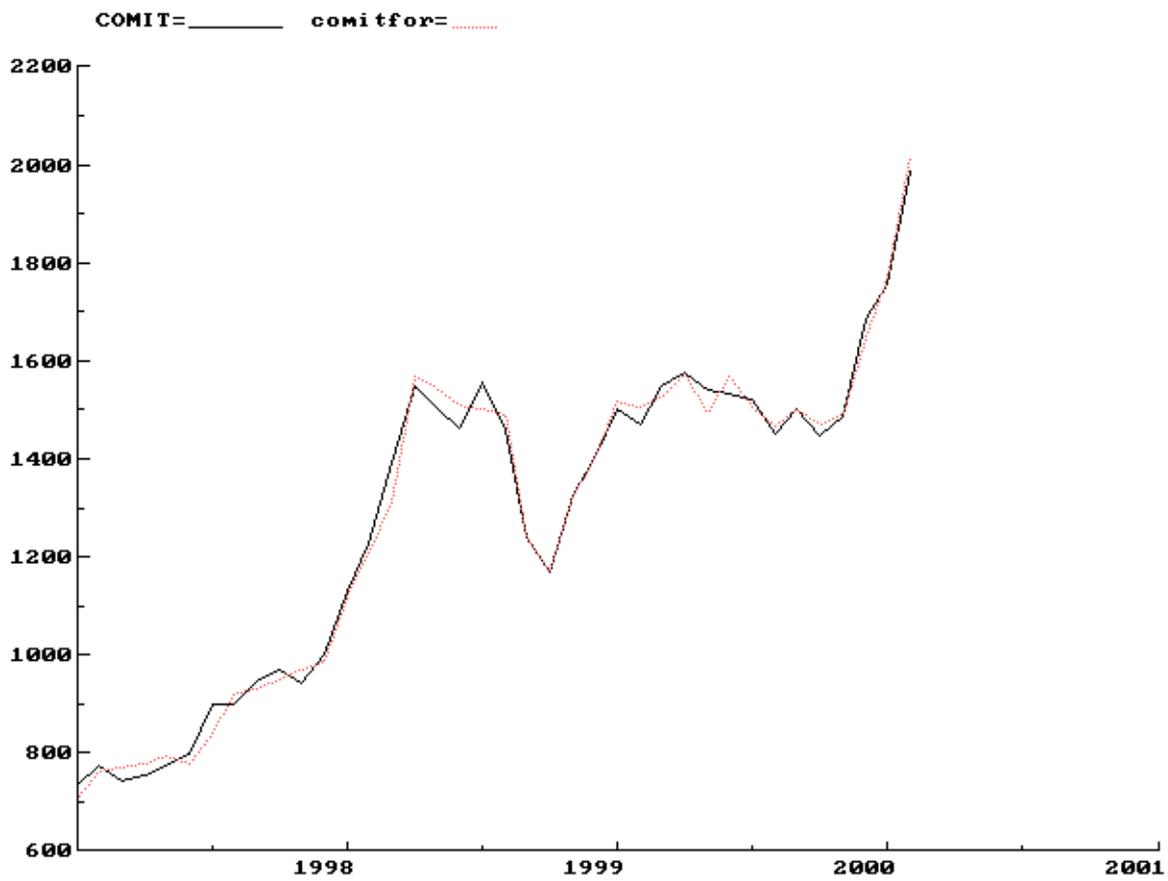
R-squared	0.784748	Mean dependent var	0.010016
Adjusted R-squared	0.756973	S.D. dependent var	0.056588
S.E. of regression	0.027897	Akaike info criterion	-4.207974
Sum squared resid	0.096499	Schwartz criterion	-3.852450
Log likelihood	313.6622	F-statistic	28.25429
Durbin-Watson stat	2.023737	Prob (F-statistic)	0.000000

TEST DIAGNOSTICI SUI RESIDUI

TEST	MODELLO COMIT PREV.	
AUTOCORRELAZIONE (LAGS 1-7) TEST F	F (7,117) = 0.36487	0.9209
ARCH (LAGS 1-7) TEST F	F (7,110) = 0.76908	0.6144
NORMALITA' TEST χ^2	$\chi^2(2) = 0.344$	0.8420
ETEROSCHEDASTICITA' TEST F	F (27,96) = 0.51912	0.9731
FORMA FUNZIONALE TEST F	F (1,123) = 0.0070821	0.9331







Modello previsivo (3)

Variabile dipendente: indice Comit					
Metodo di stima: OLS					
Campione: 1988:08 2000:04					
Osservazioni campionarie: 141					
variabile	coefficiente	Std. Error	t-value	t-prob	PartRy'
Costante	-0,0008905	0,0026958	-0,330	0,7417	0,0009
Comit (lag 2)	-0,10140	0,050696	-2,000	0,0477	0,0313
P/e ratio (it) (lag 1)	0,015922	0,0020353	7,823	0.0000	0,3304
Prezzo petrolio (lag 1)	-0,13453	0,029432	-4,571	0.0000	0,1442
Inflazione	-4,0400	1,0001	-4,040	0.0001	0,1163
Tassi USA (10y-Fed Funds)	-0,033368	0,0099102	-3,367	0,0010	0,0838
Tasso ita 5 y	-0,051747	0,0070325	-7,358	0.0000	0,3039
Tasso ita 5 y (lag 1)	0,029818	0,0060083	4,963	0.0000	0,1657
Depo euro 3 m	-0,021883	0,0062559	-3,498	0,0007	0,0898
Cambio L/\$ (lag 1)	0,21875	0,085754	2,551	0,0120	0,0499
January effect	0,058899	0,0095838	6,146	0.0000	0,2335
Dummy 1994m2	0,10332	0,029533	3,499	0.0007	0,0898
Dummy 1998m9	-0,18904	0,032980	-5,732	0.0000	0,2095
Dummy 1998m11	0,10165	0,030865	3,293	0,0013	0,0804
Sdu*Nasdaq (lag 1) 98/3 - 99/8	-0,34801	0,092686	-3,755	0.0003	0,1021
Sdu*Nasdaq (lag 3) 99/9 - 00/4	1,2129	0,15298	7,928	0.0000	0,3364
Sdu*Nasdaq (lag 5) 99/9 - 00/4	-0,15816	0,16529	-0,957	0,3405	0,0073

R-squared	0,774133	Mean dependent var	0,009303
Adjusted R-squared	0,744989	S.D. dependent var	0,057149
S.E. of regression	0,028859	Akaike info criterion	-4,140108
Sum squared resid	0,103275	Schwartz criterion	-3,784583
Log likelihood	308,8776	F-statistic	26,56222
Durbin-Watson stat	1,915342	Prob (F-statistic)	0.000000

TEST DIAGNOSTICI SUI RESIDUI

TEST	MODELLO COMIT PREV.	
AUTOCORRELAZIONE (LAGS 1-7) TEST F	F (7,117) = 1,0193	0,4214
ARCH (LAGS 1-7) TEST F	F (7,110) = 0,41528	0,8911
NORMALITA' TEST χ^2	χ^2 (2) = 0,11934	0,9421
ETEROSCHEDASTICITA' TEST F	F (28,95) = 0,39545	0,9967
FORMA FUNZIONALE TEST F	F (1,123) = 0,099212	0,7533

