

INDICE

Introduzione.....	3
-------------------	---

Capitolo Primo

PRESENTAZIONE DEI DATI

1.1: Dati.....	11
1.2: Approfondimento sugli indici di borsa.....	18

Capitolo Secondo

PRESENTAZIONE DELLE ANALISI

2.1: Analisi.....	23
2.2: Modelli in analisi.....	24
2.3: Metodi di stima.....	26

Capitolo Terzo

ANALISI DELL'INDICE DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE

3.1: Regressione dell'indice della produzione industriale (ritardi a partire dal mese precedente all'osservazione).....	31
3.2: Regressione dell'indice della produzione industriale (ritardi a partire dall'anno precedente all'osservazione).....	42
3.3: Conclusioni sulla prima analisi.....	54

Capitolo Quarto

ANALISI DEL TASSO D'INTERESSE

4.1: Regressione del tasso d'interesse (campione intero).....57

4.2: Regressione del tasso d'interesse (break strutturale).....68

4.3: Conclusioni sulla seconda analisi.....74

Conclusione.....75

Appendice.....77

Bibliografia.....89

INTRODUZIONE

La crisi attuale dell'economia reale, che ha intaccato di fatto tutte le economie esposte a compravendita di prodotti finanziari a livello internazionale, affonda le sue radici nella destabilizzazione venutasi a creare nei mercati finanziari internazionali nella seconda metà del 2006. Le cause del fallimento di questo sistema economico, sono da ricercarsi nell'assenza di limiti adeguati e di regole più severe al funzionamento dell'economia di mercato.

Il liberismo economico privo di impedimenti e il processo accelerato di globalizzazione, hanno dimostrato che l'economia può entrare in crisi, improvvisamente, in seguito a qualsiasi evento scatenante. Così è accaduto, infatti, con lo scoppio della bolla speculativa sul prezzo degli immobili negli Stati Uniti, ove la crisi ha avuto le sue origini, coinvolgendo successivamente i diversi settori e le più grandi economie mondiali. Un mutuario subprime su cinque, si è accorto che l'ammontare del proprio debito bancario era superiore al valore del proprio immobile drasticamente in discesa e, quindi, è diventato insolvente. Il contagio si è propagato, a tutte quelle attività finanziarie derivate nelle quali era stato scomposto e distribuito, il rischio che quel mutuatario subprime non pagasse le rate. Desta stupore che in un sistema globalizzato, nel quale conosciamo in tempo reale quasi tutto, nessuno si è accorto della metastasi nascosta che

stava contagiando l'intero sistema finanziario mondiale. Ancora oggi non si conosce l'esatta vastità di questa malattia mondiale, generata dall'illusione finanziaria del terzo millennio e dalla perdita del senso di gravità di una finanza innovativa. In un periodo folle caratterizzato dai tassi bassi, dall'eccesso di liquidità, dall'illusione della perfetta sostenibilità del debito, è cresciuto un gigantesco castello di carta. Una costruzione tanto ammirata quanto fragile, sostenuta dalla creazione di valore a ogni costo. E' stata messa in discussione non solo la validità delle leggi dell'economia ma persino quella della fisica. Solo mago Merlino potrebbe riuscire nell'impresa di rendere un bene solido, l'immobile, perfettamente liquido, altrimenti, ciò non sarebbe possibile nemmeno attraverso la più sofisticata delle operazioni finanziarie.

Questa malattia planetaria, viene analizzata dagli esperti di tutto il mondo, i quali cercano di capire quali siano state le cause scatenanti della crisi, del suo prolungamento e del suo drastico e repentino peggioramento. In sostanza, quello che si evince è che le azioni e gli interventi dei soggetti di politica monetaria hanno causato, prolungato e peggiorato la crisi. La causa è dovuta ad una politica monetaria troppo espansiva. Il prolungamento risiede in una diagnosi sbagliata nel mercato del credito delle banche, con conseguente intervento inappropriato, focalizzato sulla liquidità piuttosto che sul rischio. Il peggioramento è dovuto alla mancanza di un piano di salvataggio per gli istituti finanziari chiaro e trasparente. Le analisi, quindi, suggeriscono di stabilire o reintegrare, un set di principi da seguire per prevenire azioni e interventi sbagliati in futuro da parte dei policy maker.

Lo scopo degli agenti di politica monetaria consiste nel minimizzare lo scarto fra obiettivi desiderati e valori storicamente rilevati, ad esempio fra inflazione desiderata e inflazione attesa. La variabile obiettivo dipende da strumenti a disposizione della politica monetaria e da altre variabili esogene, senza il controllo della stessa. Per minimizzare lo scarto, gli agenti devono scegliere opportunamente uno strumento a loro disposizione e fare delle ipotesi sulle variabili esogene. Per fare delle previsioni su quest'ultime, devono innanzitutto conoscere bene il sistema economico, infatti, se le previsioni sono sbagliate, l'obiettivo non viene raggiunto. Inoltre bisogna tenere in considerazione i ritardi nel meccanismo di trasmissione degli effetti della politica monetaria sull'economia. Da qui l'importanza di un ufficio studi in cui si analizza l'andamento del ciclo economico in tutte le sue forme.

Uno strumento di particolare interesse per la politica monetaria è l'andamento della borsa, infatti, indici come lo S&P 500 offrono una sintesi della valorizzazione del capitale azionario che il mercato riconosce relativamente ad un largo gruppo di aziende. Tale indice può quindi fornire importanti indicazioni sulla liquidità finanziaria del consumatore americano e può concorrere alla spiegazione del ciclo economico. Effettivamente se una variazione della liquidità finanziaria reale comporta una reazione da parte del lato della domanda, il PIL americano subirà una variazione a sua volta, chiamando così la politica monetaria ad un intervento di stabilizzazione.

Con questo elaborato si vuole valutare, dal punto di vista statistico ed

economico, l'influenza degli indici di borsa sull'andamento del ciclo economico e non solo. Le variabili macroeconomiche che si vuole descrivere sono l'indice della produzione industriale, quale indicatore di ciclo economico, e il tasso d'interesse sui fondi federali.

Gli indici di borsa presi in esame sono lo S&P500 e lo S&P/Case-Shiller in quanto ritenuti i più rappresentativi rispettivamente del mercato borsistico e dell'andamento dei prezzi nel mercato immobiliare, entrambi facenti riferimento all'area geografica americana.

Concretamente l'ipotesi che si vuole verificare è che, modellando le variabili dipendenti, emerga una distinta significatività degli indici di borsa. In una prima analisi, che ha come oggetto quello di determinare la relazione tra indici finanziari ed andamento del ciclo economico, risulterà che lo S&P500 contribuirebbe molto a spiegare la variabile dipendente, a differenza dello S&P/Case-Shiller il quale risulta meno significativo.

In una seconda analisi, invece, che mira a cogliere la relazione della Fed ad oscillazioni di borsa misurate con indici sintetici, entrambi gli indici non risultano molto significativi e non sembrano contribuire al miglioramento del modello nella spiegazione del tasso d'interesse.

In generale, se l'obiettivo consiste nella migliore descrizione della variabile dipendente e, in qualche misura, anche se minima, gli indici contribuiscono in questa spiegazione, allora si potrebbe ritenere opportuno la loro inclusione nel modello analizzato. Solo nella prima analisi, quindi, gli indici di borsa risultano essere significativi, anche se con pesi diversi, quindi, ai fini predittivi del modello, si può ritenere interessante una loro

inclusione fra le variabili esplicative di quest'ultimo. Nella seconda invece, sembrerebbe che una loro eventuale inclusione non alteri la spiegazione della variabile tasso d'interesse.

Capitolo Primo

Presentazione dei dati

1.1: DATI

L'area geografica d'interesse per le analisi svolte in questo elaborato è circoscritta agli Stati Uniti d'America. L'arco temporale preso in esame si estende dal 01-01-1988 al 01-12-2008. Tutte le serie utilizzate hanno frequenza mensile, ciò garantisce un numero di osservazioni sufficiente per il periodo di tempo considerato.

Ai fini dello studio dei modelli, le serie sono state sottoposte a opportune trasformazioni. In primo luogo sono stati calcolati i valori reali di tutte le serie, tranne che per il tasso d'interesse, in quanto l'attenzione è rivolta a stimare l'impatto che il tasso di interesse, rappresentativo della condotta di politica monetaria, esercita sulle dipendenti investigate in questo studio. Successivamente, per poter lavorare con serie più stazionarie, sono stati considerati i tassi di crescita annuali in forma percentuale ottenuti a partire dai valori reali calcolati in precedenza. Il tasso d'interesse nominale, invece, non è stato sottoposto ad alcuna trasformazione. Di fatto non è stato calcolato il tasso d'interesse reale sottraendo al tasso nominale l'inflazione, però, aggiungendo fra le variabili esplicative il tasso dell'indice dei prezzi al consumo, si sta inserendo un preduttore significativo dell'andamento del consumo e tenendo flessibile la definizione di tasso d'interesse reale.

Equazione di Fisher: $\iota = r + \pi \Leftrightarrow r = \iota + \pi$

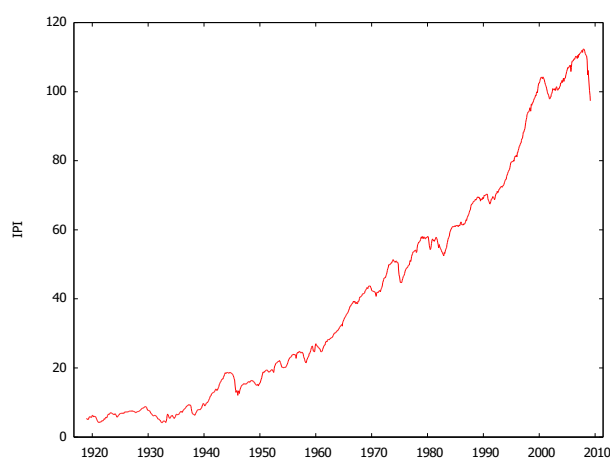
$$r = \iota + \alpha * \pi$$

$$r = \iota + \pi \Leftrightarrow \alpha = 1$$

Di seguito vengono riportate tutte le serie utilizzate nell'analisi con le

relative fonti e frequenze temporali originarie.

Industrial Production Index (IPI): Indicatore economico che misura la variazione nel tempo del volume fisico della produzione in senso stretto, escluso il settore delle costruzioni. Gli indici sono calcolati utilizzando il metodo di Fisher con i pesi basati sulle stime annuali del valore aggiunto. Questo indice, insieme ad altri indici industriali e al settore delle costruzioni, concorre a spiegare la maggior parte della variazione dell'output nazionale durante il ciclo economico.



IID: USIPTOT.G

Fonte: Datastream

Frequenza: mensile

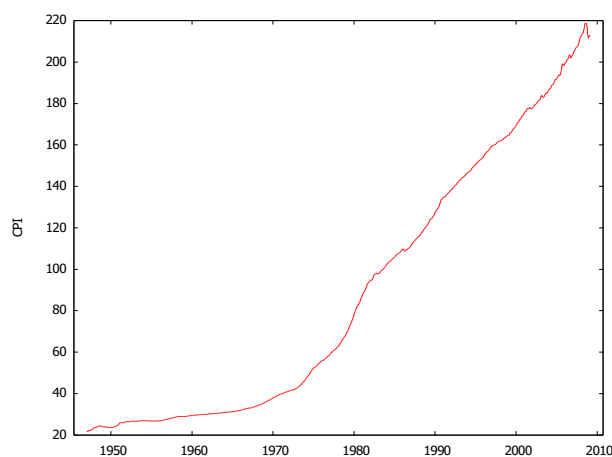
Destagionalizzazione: applicata

Range: 01.01.1919 – 01.03.2009

Tasso di crescita = $[(IPI_t - IPI_{t-12}) / IPI_{t-12}] * 100 = \gamma_t IPI$

Consumer Price Index (CPI): Misura statistica formata dalla media dei prezzi ponderati per mezzo di un paniere di beni e servizi.

Tale paniere ha come riferimento le abitudini di acquisto di un consumatore medio. Questo indice misura l'aumento del livello generale dei prezzi, cioè l'inflazione al consumo per il periodo considerato.



IID: USCONPRCE

Fonte: Datastream

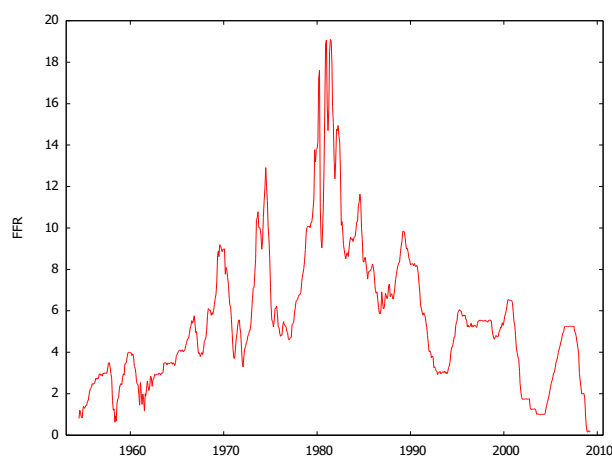
Frequenza: mensile

Destagionalizzazione: applicata

Range: 01.01.1947-01.03.2009

Tasso di crescita = $[(CPI_t - CPI_{t-12}) / CPI_{t-12}] * 100 = \gamma_t \text{ CPI}$

Federal Funds Rate (FFR): Indice variabile calcolato in base ai tassi di interesse con cui le banche si prestano tra loro i fondi federali. Esso è maggiore del tasso di sconto che gli istituti di credito pagano per un prestito alla Fed.



IID: FEDFUNDS

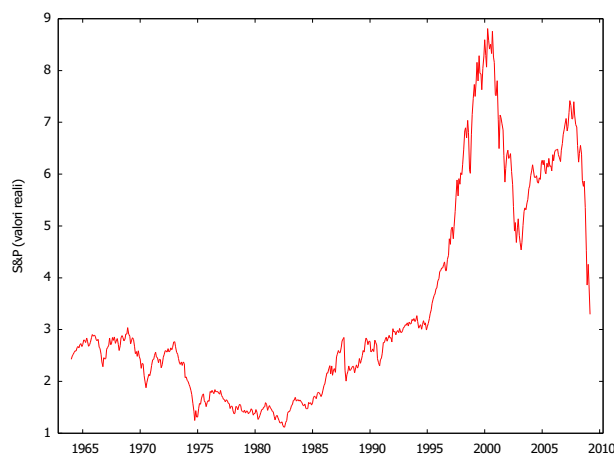
Fonte: Board of Governors of the Federal Reserve System

Frequenza: mensile

Destagionalizzazione: non applicabile

Range: 1954.07.01 – 2009.04.01

Standard & Poor's 500 (S&P): Indice dei prezzi dei 500 titoli a maggiore capitalizzazione. È uno degli indicatori più rappresentativi dell'andamento della borsa.



IID: S&PCOMP

Fonte: Datastream

Frequenza: mensile

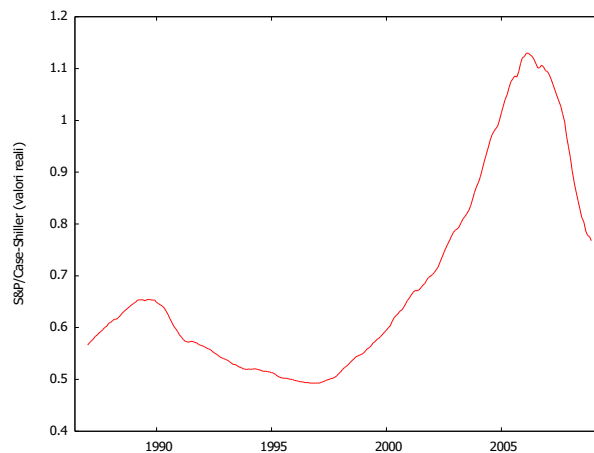
Destagionalizzazione: applicata

Range: 01.01.1964 – 01.05.2009

Valore reale = $S\&P_t / CPI_t = X$

Tasso di crescita = $[(X_t - X_{t-12}) / X_{t-12}] * 100 = \gamma_t \text{ S\&P}$

S&P/Case-Shiller (CS): Indice dei prezzi delle case negli U.S.A
rappresentativo dell'andamento del mercato immobiliare americano.



Fonte: www2.standardandpoors.com

Frequenza: mensile

Destagionalizzazione: applicata

Range: 01.01.1987 - 01.12.2008

Valore reale = $CS_t / CPI_t = X$

Tasso di crescita = $[(X_t - X_{t-12}) / X_{t-12}] * 100 = \gamma_t CS$

1.2: APPROFONDIMENTO SUGLI INDICI DI BORSA

S&P/Case-Shiller Home Price Index : Gli indici S&P/Case-Shiller Home Price misurano il mercato immobiliare residenziale, seguendo i cambiamenti del valore del mercato immobiliare nelle 20 maggiori città degli Stati Uniti d'America. L'approccio per calcolare questi indici è stato sviluppato dagli economisti Karl Case, Robert Schiller e Allan Weiss.

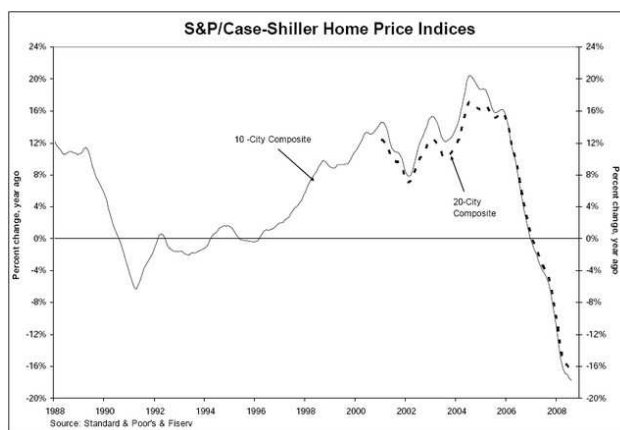
Gli indici sono calcolati mensilmente da Fiserv Inc, la compagnia che li detiene e li pubblica con due mesi di ritardo ogni ultimo martedì del mese.

La famiglia degli indici include 20 indici regionali e due indici composti come aggregati delle regioni.

In aggiunta lo S&P/Case-Shiller U.S. National Home Price Index è un aggregato degli indici dei prezzi delle case singole per le nove divisioni dell' U.S. Census, calcolato trimestralmente.

Si è utilizzato questo indice in quanto ritenuto il più rappresentativo del mercato immobiliare.

Di seguito è riportato il grafico con l'andamento dei tassi degli indici S&P/Case-Shiller Home Price 10-city composite e 20-city composite.



Come si può notare, le osservazioni della serie S&P/Case-Shiller Home Price 20-city composite sono disponibili solo a partire dall' anno 2000 quindi il range temporale copre un periodo di soli 8 anni. Per avere a disposizione più osservazioni e per poter così lavorare con una frequenza temporale più grande si è preferito utilizzare l'indice S&P/Case-Shiller Home Price 10-city composite.

Standard & Poor's 500 : L'indice S&P 500 è stato realizzato da Standard & Poor's nel 1957 ed è composto da 500 azioni statunitensi. Intende catturare l'andamento del mercato, includendo azioni di imprese di dimensioni anche assai diverse, ma comunque rilevanti, appartenenti ai diversi settori produttivi industriali.

Le società, comprese nell'indice, sono di volta in volta determinate da una commissione della Standard & Poor's Corporation che può occasionalmente aggiungere o eliminare singole società e interi settori. Il peso attribuito a ciascuna azienda è direttamente proporzionale al valore di mercato della stessa.

Questo indice è il più usato per misurare l'andamento del mercato azionario U.S.A. ed è ormai riconosciuto come benchmark per le performance di portafoglio.

Capitolo Secondo

Presentazione delle analisi

2.1: ANALISI

L'attenzione si focalizzerà sugli indici di borsa andando a testare la loro significatività in due differenti analisi:

Prima analisi: regressione dell'indice della produzione industriale

Seconda analisi: regressione del tasso d'interesse

La regressione dell'indice della produzione industriale è stata stimata, una prima volta, utilizzando come regressori i ritardi delle variabili macro ritardate a partire dall'osservazione precedente e, una seconda volta, utilizzando i ritardi a partire dallo stesso mese dell'anno precedente l'osservazione.

Da una prima osservazione dei test di stabilità della regressione del tasso d'interesse, si evince che non ci sia stabilità nei parametri. Per questo motivo è stata fatta una seconda regressione utilizzando un sottocampione che si estende dal 01-01-1988 al 01-01-2004.

2.2: MODELLI IN ANALISI

Per dare evidenza della significatività degli indici, per ogni analisi svolta, si stimano diversi modelli di regressione lineare che andrebbero a spiegare la variabile dipendente presa in esame inserendo come regressori i ritardi degli indici di borsa e di altre variabili macroeconomiche.

Ogni analisi comprende in tutto tre modelli empirici per differente costruzione che a loro volta comprendono altrettanti sotto-modelli stimati escludendo dal modello principale rispettivamente l'indice Standard & Poor's, l'indice Case-Shiller e entrambi gli indici di borsa. In questo modo ,confrontando i modelli con i relativi modelli ridotti, si darà evidenza di quale sia il grado di influenza degli indici di borsa ai fine predittivi della variabile risposta.

Nel primo modello empirico sono stati inseriti come regressori soltanto i ritardi degli indici di borsa, questo permette di calcolare la loro significatività in assenza di altre variabili che potrebbero occultarla.

Nel secondo modello empirico la variabile dipendente è spiegata, oltre che dai ritardi degli indici di borsa, anche dai ritardi di altri indici macroeconomici. Quello che si vuole verificare con la stima di questo modello è se, nel caso in cui gli indici di borsa fossero risultati significativi nel primo modello, la significatività permane anche dopo l'inserimento, tra le variabili esplicative, di altri indici macroeconomici rilevanti per la spiegazione della variabile risposta.

Nel terzo modello empirico tra i regressori troviamo i ritardi degli indici di borsa, di altri indici macroeconomici (gli stessi inseriti nel secondo modello) e della stessa variabile ritardata. Si otterrebbero risultati molto interessanti se gli indici di borsa fossero significativi anche in presenza di quest'ultima variabile.

2.3: METODI DI STIMA

Il programma utilizzato per le analisi è Gretel versione 1.7.9.

Le stime sono ottenute con il metodo dei Minimi Quadrati Ordinari (OLS). È stata utilizzato, inoltre, uno stimatore della matrice di covarianza delle stime dei parametri che mantenga la sua validità, almeno dal punto di vista asintotico, anche in caso di eteroschedasticità. La stima della matrice di varianza-covarianza è stata effettuata utilizzando il metodo di White che tiene conto dell'eventuale presenza di eteroschedasticità dei residui. Nonostante una verifica abbia constatato che i risultati sono robusti al non utilizzo della matrice, si è preferito ugualmente effettuare stime robuste con la correzione per eteroschedasticità.

In tutte le analisi svolte sono stati utilizzati 12 ritardi dei regressori poiché, lavorando con dati mensili, il numero di ritardi considerato cattura la dinamica che si realizza nell'arco di un anno, che molti economisti ritengono essere un periodo sufficientemente lungo per catturare gli effetti principali dei vari shock macroeconomici.

Nei capitoli successivi verranno riportate tutte le regressioni svolte. Per ognuna viene riportata una tabella contenente: la somma dei ritardi per entrambi gli indici di borsa, i valori assunti dai test per la verifica della significatività dei ritardi degli indici di borsa e l'indice di determinazione corretto R^2 . Inoltre, in una successiva tabella, saranno riportati i grafici relativi ai test Cusum e Cusum of Squares. La presentazione delle stime puntuali dei primi modelli empirici parsimoniosi viene omessa (stime che

sono in appendice); saranno presentate, invece, le stime puntuali del modello più ricco.

Tutte le probabilità relative ai test effettuati sono state confrontate con un livello di significatività pari a 0,05.

Capitolo Terzo

Analisi dell'indice della produzione industriale

3.1: REGRESSIONI DELL'INDICE DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE (ritardi a partire dal mese precedente all'osservazione)

Primo modello empirico :

$$\gamma_i IPI_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \varepsilon_t$$

Variabili dipendenti	12 ritardi dello S&P	12 ritardi del CS	12 ritardi dello S&P e del CS
Somma dei ritardi	0.134664	-0.0228526	
p_value (test t)	2.51131 e-007	0.563094	
p_value (test F)	0.0022854	0.00124448	<0,00001
R ² corretto del modello ridotto	0.24909	0.39670	
R ² corretto del modello completo	0.525807		

(Stime del modello nella tabella 1 in appendice)

In questo primo modello, il coefficiente di determinazione corretto indica che il 52,58 % della variabilità del tasso di crescita dell' IPI è spiegata dalla sua relazione lineare con entrambi gli indici di borsa. La percentuale è soddisfacente. La probabilità che la somma dei ritardi del Case-Shiller possa essere omessa dal modello è non significativa contro l'ipotesi nulla.

Si vuole verificare ora se risultano essere significative le probabilità relative ai test congiunti.

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i IPI_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi dello S&P siano congiuntamente nulli è significativa contro l'ipotesi nulla. Passando dal modello completo al modello ridotto l'indice di determinazione corretto si riduce sensibilmente ,forse proprio a causa dell'omissione di una variabile importante per la spiegazione del tasso dell'indice della produzione industriale. Nel modello ridotto risulta interessante la probabilità non significativa contro l'ipotesi di uguaglianza a zero della somma dei ritardi del Case-Shiller (p_value= 0.225684), la quale aumenta leggermente ma risulta essere sempre negativa e di poco peso (somma dei ritardi CS= -0.0582164)

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i IPI_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità relativa al test F congiunto sulla variabile Case-Shiller è significativa contro l'ipotesi nulla, a differenza del p_value relativo alla statistica t per la somma dei ritardi dello stesso indice, il quale risultava non significativo. A confronto con il modello completo l'R^2 corretto diminuisce ma meno sensibilmente di quanto era diminuito nel precedente modello ridotto, questo denota una maggiore importanza per la variabile S&P. La somma dei ritardi dello S&P cresce leggermente (somma dei

ritardi S&P= 0.159277) e la probabilità che quest'ultima possa essere omessa continua ad essere significativa (p_value = **4.12185e-007**).

Conclusioni sul primo modello empirico :

Utilizzando i due indici di borsa congiuntamente come regressori si ottiene un valore dell' R^2 corretto soddisfacente, quindi, il modello non sembrerebbe del tutto inadatto per la descrizione della variabile dipendente. I risultati dei test congiunti portano a rigettare l'ipotesi nulla per entrambi gli indici, tuttavia dai due sotto-modelli emerge una evidente differenza fra i regressori. I dati, infatti, suggeriscono che la variabile S&P sia più importante ai fini predittivi del modello. Questa rilevanza maggiore la si può notare dall' R^2 , decisamente più alto nel caso del secondo modello ridotto, dalla somma dei coefficienti, più consistente per lo S&P, e dalla probabilità non significativa, contro l'ipotesi di nullità della somma dei ritardi, del Case-Shiller.

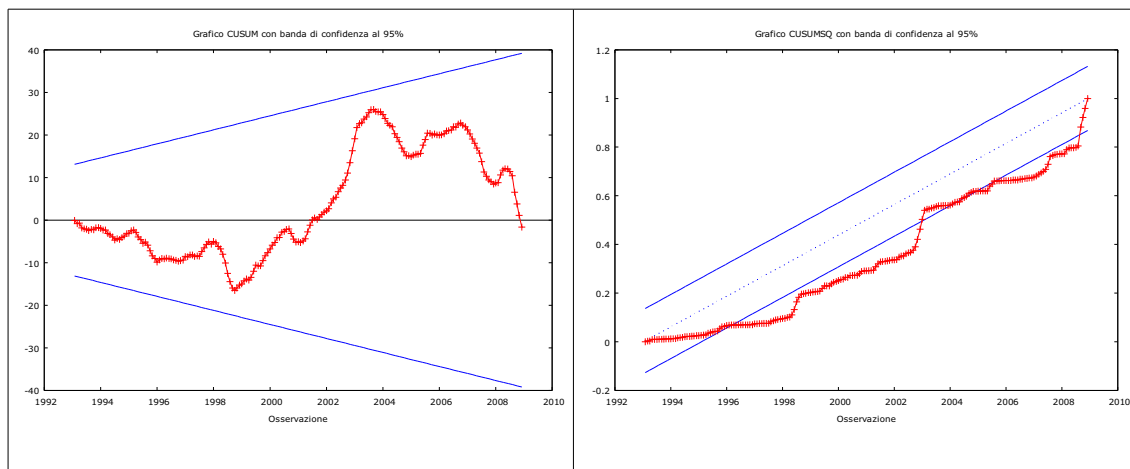
Si desidera ora verificare se questi indici permangono significativi anche dopo l'inserimento nel modello di altre variabili macroeconomiche rilevanti.

Secondo modello empirico :

$$\gamma_i IPI_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

Variabili dipendenti	12 ritardi dello S&P	12 ritardi del CS	12 ritardi dello S&P e del CS
Somma dei ritardi	0.0900209	-0.140306	
p_value (test t)	4.19663e-008	4.76517e-015	
p_value (test F)	2.53285e-005	2.15591e-016	3.88021e-025
R ² corretto del modello ridotto	0.76026	0.74655	0.58407
R ² corretto del modello completo	0.847755		

(Stime del modello nella tabella 2 in appendice)



Come era prevedibile, con l'introduzione del tasso d'interesse e dell'inflazione, la spiegazione della variabile risposta migliora visibilmente. Rispetto al primo modello la somma dei coefficienti dello S&P diminuisce leggermente mentre è interessante il notevole aumento di quella del Case-Shiller la quale supera anche se non di molto quella dello S&P. La

probabilità di escludere la somma dei ritardi risulta essere significativa per entrambe gli indici. Il test Cusum evidenzia stabilità nei parametri mentre il test Cusum of Squares evidenzia una leggera non stabilità della varianza. Si vuole verificare ora se anche le probabilità relative ai test congiunti, risultano essere significative.

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i \mathbf{IPI}_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{CS}_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{FFR}_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{CPI}_{t-i} + \varepsilon_t$$

Il p_value relativo al test F è significativo. L'indice di bontà del modello diminuisce ma non di molto. Con l'omissione dello S&P, la somma dei ritardi del Case-Shiller aumenta leggermente (somma dei ritardi CS = -0.178201) e la probabilità che quest'ultima possa essere omessa è molto bassa quindi significativa contro l'ipotesi nulla (p_value = **7.79721e-009**).

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i \mathbf{IPI}_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{S\&P}_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{FFR}_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{CPI}_{t-i} + \varepsilon_t$$

Anche in questo caso il test F rigetta l'ipotesi nulla. R² corretto cala leggermente di più di quanto era calato nel modello ridotto precedente. La somma dei ritardi dello S&P aumenta (somma dei ritardi S&P = 0.124401) e la probabilità di omettere quest'ultima risulta significativa (p_value = **8.52232e-009**). Sembrerebbe, quindi, che la variabile Case-Shiller abbia un peso maggiore rispetto a quella dello S&P, il contrario di quanto

osservato nel primo modello empirico.

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i IPI_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

Il risultato del test F rifiuta l'ipotesi nulla. L' R^2 corretto diminuisce di molto, si calcola infatti una perdita in termini di bontà del modello pari a 26,37 % .

Conclusioni sul secondo modello empirico:

Quest'ultimo modello, rispetto al precedente, spiega meglio la variabilità della risposta, molto probabilmente grazie all'introduzione di variabili macroeconomiche molto importanti per la descrizione dell'indice della produzione industriale. Questo miglioramento è evidente dall'aumento considerevole dell'indice di bontà del modello. Un risultato interessante è la significatività degli indici di borsa, sia utilizzando la statistica t per la variabile somma di ritardi, sia con il test F congiunto. La particolarità è che l'indice Case-Shiller ha acquisito maggior peso addirittura più grande di quello dello S&P .

Si vuol verificare ora se la significatività degli indici permane anche con l'introduzione della stessa variabile dipendente ritardata.

Terzo modello empirico :

$$\gamma_i IPI_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

Modello 1: Stime OLS usando le 240 osservazioni 1989:01-2008:12

Variabile dipendente: IPI

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

VARIABILE	COEFFICIENTE	ERRORE STD	STAT T	P-VALUE
const	1,27510	0,265515	4,802	<0,00001 ***
SP500_1	0,0194001	0,00803096	2,416	0,01671 **
SP500_2	0,0191764	0,0102059	1,879	0,06188 *
SP500_3	-0,00292364	0,0101589	-0,288	0,77384
SP500_4	-0,0246855	0,00904258	-2,730	0,00697 ***
SP500_5	0,00465797	0,00931264	0,500	0,61756
SP500_6	0,0127675	0,0102271	1,248	0,21352
SP500_7	-0,00166040	0,0105936	-0,157	0,87563
SP500_8	-0,0102951	0,0102924	-1,000	0,31853
SP500_9	0,00681551	0,00925509	0,736	0,46245
SP500_10	0,0149212	0,0113480	1,315	0,19023
SP500_11	-0,0272491	0,0102164	-2,667	0,00835 ***
SP500_12	0,0194783	0,00816770	2,385	0,01813 **
CS_1	0,00994943	0,174904	0,057	0,95470
CS_2	0,0275870	0,371019	0,074	0,94081
CS_3	-0,161939	0,386835	-0,419	0,67599
CS_4	0,0511611	0,389160	0,131	0,89555
CS_5	0,0587073	0,352443	0,167	0,86789
CS_6	0,212192	0,404706	0,524	0,60071
CS_7	-0,136540	0,381383	-0,358	0,72076
CS_8	-0,804309	0,524655	-1,533	0,12704
CS_9	1,28274	0,428963	2,990	0,00318 ***
CS_10	0,296910	0,451908	0,657	0,51202
CS_11	-1,45098	0,427920	-3,391	0,00086 ***
CS_12	0,593860	0,192198	3,090	0,00232 ***
FFR_1	0,345910	0,310263	1,115	0,26639
FFR_2	0,224356	0,465460	0,482	0,63039
FFR_3	-0,219086	0,428338	-0,511	0,60965
FFR_4	-0,405550	0,429161	-0,945	0,34594
FFR_5	0,235491	0,469427	0,502	0,61653
FFR_6	-0,0813119	0,439179	-0,185	0,85332
FFR_7	0,956113	0,557599	1,715	0,08813 *
FFR_8	-1,09830	0,551640	-1,991	0,04800 **
FFR_9	-0,241002	0,423045	-0,570	0,56961
FFR_10	0,604259	0,411933	1,467	0,14416
FFR_11	-0,716593	0,471261	-1,521	0,13013

FFR_12	0,427449	0,294283	1,453	0,14811
CPI_1	-0,0350974	0,207162	-0,169	0,86566
CPI_2	-0,206302	0,411691	-0,501	0,61691
CPI_3	-0,0312383	0,471463	-0,066	0,94725
CPI_4	0,201757	0,459653	0,439	0,66124
CPI_5	-0,502661	0,397724	-1,264	0,20793
CPI_6	0,513609	0,437674	1,173	0,24216
CPI_7	-0,111120	0,447548	-0,248	0,80420
CPI_8	-0,799597	0,593705	-1,347	0,17975
CPI_9	1,41985	0,482997	2,940	0,00372 ***
CPI_10	-0,186469	0,422958	-0,441	0,65984
CPI_11	-0,959954	0,415770	-2,309	0,02209 **
CPI_12	0,431460	0,211163	2,043	0,04249 **
IPI_1	0,753636	0,0649642	11,601	<0,00001 ***
IPI_2	0,188216	0,0779607	2,414	0,01678 **
IPI_3	0,0219672	0,0846128	0,260	0,79546
IPI_4	-0,0742397	0,0818053	-0,908	0,36535
IPI_5	0,0110711	0,0790603	0,140	0,88879
IPI_6	-0,154203	0,0832733	-1,852	0,06571 *
IPI_7	-0,0369872	0,0789449	-0,469	0,63998
IPI_8	0,105036	0,0773241	1,358	0,17605
IPI_9	0,114561	0,0930731	1,231	0,21998
IPI_10	-0,167508	0,0829355	-2,020	0,04490 **
IPI_11	-0,0416536	0,0752885	-0,553	0,58078
IPI_12	0,00250754	0,0584798	0,043	0,96585

Media della variabile dipendente = 2,38986

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 3,04173

Somma dei quadrati dei residui = 71,8238

Errore standard dei residui = 0,633443

R-quadro = 0,967519

R-quadro corretto = 0,956631

Statistica F (60, 179) = 208,529 (p-value < 0,00001)

Statistica Durbin-Watson = 1,96696

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,0125214

Log-verosimiglianza = -195,775

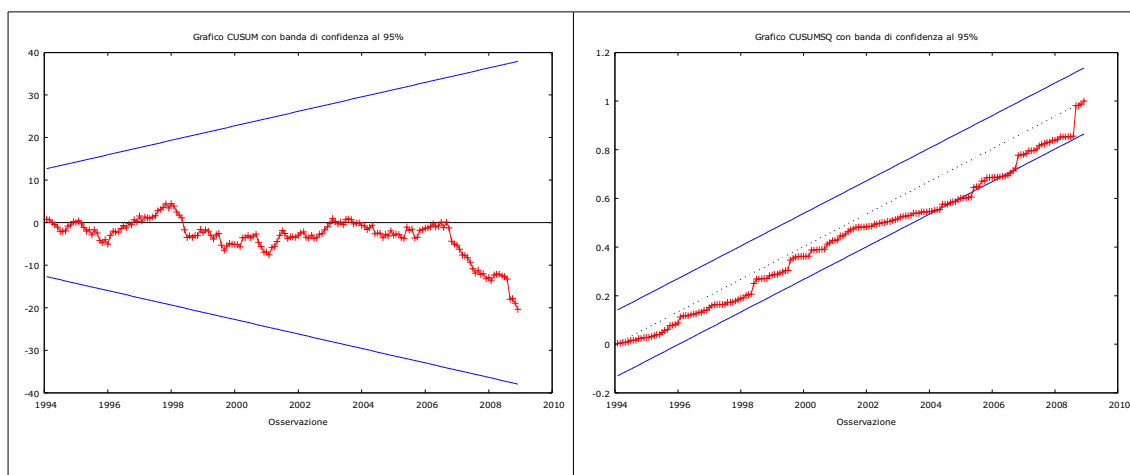
Criterio di informazione di Akaike (AIC) = 513,549

Criterio bayesiano di Schwarz (BIC) = 725,868

Criterio di Hannan-Quinn (HQC) = 599,098

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 65 (IPI_12)

Variabili dipendenti	12 ritardi dello S&P	12 ritardi del CS	12 ritardi dello S&P e del CS
Somma dei ritardi	0.0304033	-0.0206608	0.00974244
p_value (test t)	1.82627e-010	0.0350095	0.303693
p_value (test F)	7.10864e-013	1.93766e-005	7.88198e-018
R ² corretto del modello ridotto	0.94856	0.95251	0.94546
R ² corretto del modello completo	0.956631		



Quest'ultimo modello sembra spiegare molto bene il tasso dell'indice della produzione industriale. Infatti, presenta un R² corretto del tutto soddisfacente che, rispetto al modello precedente, è aumentato più del 10 % Il peso dei due indici è calato di molto, forse proprio a causa dell'introduzione di una variabile molto più rilevante ai fini predittivi del modello. La somma dei ritardi risulta piuttosto irrilevante per entrambi gli

indici ma la probabilità di poterla escludere è molto bassa in tutti e due i casi. Da notare che lo S&P ritorna ad avere un peso maggiore rispetto al Case-Shiller. Interessante è la non significatività contro l'ipotesi di nullità della somma dei ritardi di entrambe le variabili ($p_value = 0.303693$). Il test Cusum evidenzia stabilità dei parametri e il test Cusum of Squares evidenzia stabilità della varianza.

Si vuole verificare ora se anche le probabilità relative ai test congiunti, risultano essere significative.

$$\begin{aligned} \text{Modello ridotto : } \gamma_i IPI_t = c &+ \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \\ &+ \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \\ &+ \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Il test F congiunto rigetta l'ipotesi nulla. R^2 corretto diminuisce leggermente. Il peso della variabile Case-Shiller addirittura cala (somma dei ritardi CS = -0.00610088) infatti, il test t accetta l'ipotesi di nullità della somma dei ritardi di CS ($p_value = 0.480919$).

$$\begin{aligned} \text{Modello ridotto : } \gamma_i IPI_t = c &+ \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \\ &+ \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \\ &+ \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Anche il Case-Shiller continua ad essere significativo. L'indice di bontà del modello è sostanzialmente invariato. Il peso dell'indice diminuisce

leggermente (somma dei ritardi S&P =0.0291272) ma la statistica t rifiuta l'ipotesi di nullità della somma dei ritardi (p_value=**2.97575e-008**).

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i IPI_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

L'ipotesi nulla del test F viene rifiutata e l'R² cala ma non di molto.

Conclusioni sul terzo modello empirico :

I risultati ottenuti sono interessanti in quanto tutti i test congiunti rifiutano l'ipotesi nulla per entrambi gli indici di borsa. Il test t, invece, che verifica l'ipotesi di nullità della somma dei ritardi non è sempre associato a p_value significativi. La somma dei ritardi dell'indice Case-Shiller, nel modello ridotto in cui viene omessa la variabile S&P, risulta essere molto bassa e la probabilità che possa essere omessa dal modello è non significativa contro l'ipotesi nulla. Permane quindi una differenza fra i due indici che denota un'importanza maggiore dell'indice S&P nella spiegazione dell'indice della variabile risposta.

3.2: REGRESSIONI DELL'INDICE DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE (ritardi a partire dall'anno precedente all'osservazione)

Primo modello empirico:

$$\gamma_i \mathbf{IPI}_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{S\&P}_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{CS}_{t-i} + \varepsilon_t$$

Variabili dipendenti	12 ritardi dello S&P	12 ritardi del CS	12 ritardi dello S&P e del CS
Somma dei ritardi	0.0448555	-0.114403	
p_value (test t)	0.036679	0.0256952	
p_value (test F)	0.00409015	0.0133974	<0,00001
R ² corretto del modello ridotto	0.19084	0.09617	
R ² corretto del modello completo	0.258663		

(Stime del modello nella tabella 3 in appendice)

In questo primo modello, il coefficiente di determinazione corretto indica che solo il 25,86 % della variabilità del tasso di crescita dell' IPI è spiegata dalla sua relazione lineare con entrambi gli indici di borsa. La somma dei ritardi del regressore S&P è positiva e minore di quella del Case-Shiller. La probabilità che la somma dei ritardi possa essere omessa dal modello è

significativa contro l'ipotesi nulla per entrambi gli indici.

Si vuole verificare ora se le probabilità relative ai test congiunti, risultano essere significative.

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i IPI_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi dello S&P siano congiuntamente nulli è significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione corretto diminuisce ma non di molto. Con l'omissione dello S&P la somma dei ritardi del Case-Shiller aumenta leggermente (somma dei ritardi CS= -0.133647) e la probabilità che quest'ultima possa essere esclusa dal modello è ai limiti della significatività (p_value = 0.0526).

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i IPI_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi del Case-Shiller siano congiuntamente nulli è significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo l'indice di determinazione corretto diminuisce sensibilmente. Dopo l'omissione del Case-Shiller la somma dei ritardi dello S&P cresce leggermente (somma dei ritardi S&P=0.0740176) e la probabilità che quest'ultima possa essere omessa è essere significativa (p_value = **0.00167879**).

Conclusioni sul primo modello empirico :

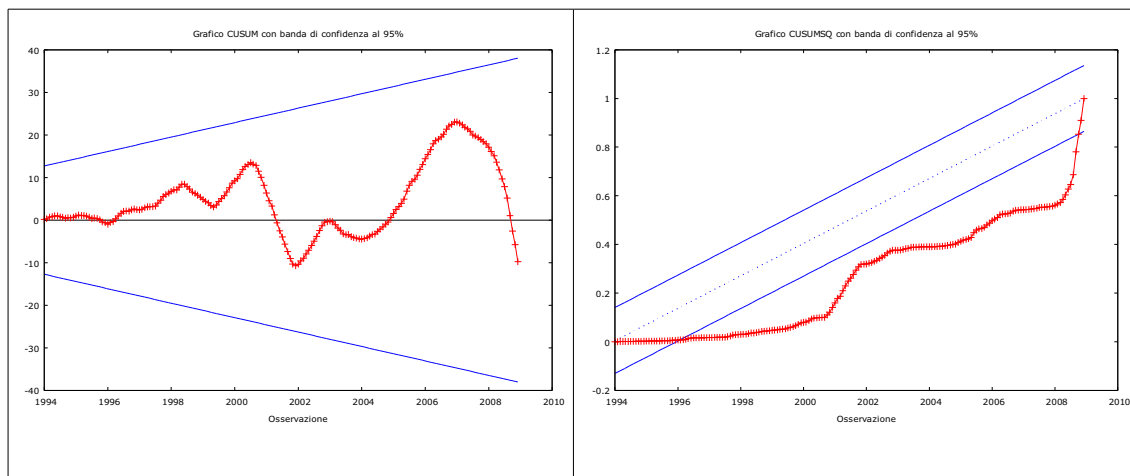
Utilizzando i due indici di borsa congiuntamente come regressori si ottiene un valore dell' R^2 corretto piuttosto basso, quindi il modello sembrerebbe inadatto per la descrizione della variabile dipendente. I risultati dei test F congiunti portano a rigettare l'ipotesi nulla per entrambi gli indici, tuttavia dai modelli ridotti emerge una differenza fra i due regressori. I dati, infatti ,suggeriscono che la variabile CS sia più importante ai fini predittivi del modello. Ciò lo si può notare dall'indice di determinazione corretto, decisamente più alto nel caso del primo modello ridotto, dalla somma dei coefficienti, più consistente per il CS, e dalla probabilità non significativa contro l'ipotesi di nullità della somma dei ritardi dello S&P.

Secondo modello empirico:

$$\begin{aligned} \gamma_i IPI_t = c &+ \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \\ &+ \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Variabili dipendenti	12 ritardi dello S&P	12 ritardi del CS	12 ritardi dello S&P e del CS
Somma dei ritardi	0.0718092	-0.177767	
p_value (test t)	0.000309852	0.00282218	
p_value (test F)	0.00756448	9.95558E-007	4.15426e-008
R ² corretto del modello ridotto	0.28009	0.20871	0.08091
R ² corretto del modello completo	0.333514		

(Stime del modello nella tabella 4 in appendice)



In questo secondo modello, il coefficiente di determinazione corretto indica che il 33,35 % della variabilità del tasso di crescita dell' IPI è spiegata dalla sua relazione lineare con entrambi gli indici di borsa e gli altri indici macro. La somma dei ritardi del regressore S&P è positiva e minore di quella del Case-Shiller. La probabilità che la somma dei ritardi possa essere

omessa dal modello è significativa contro l'ipotesi nulla per entrambi gli indici. Il test Cusum evidenzia stabilità dei parametri e il test Cusum of Squares evidenzia una certa instabilità della varianza.

Si vuole verificare ora se anche le probabilità relative ai test congiunti risultano essere significative.

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i \mathbf{IPI}_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{CS}_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{FFR}_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{CPI}_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi dello S&P siano congiuntamente nulli è significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione corretto diminuisce ma non di molto. Con l'omissione dello S&P, la somma dei ritardi del Case-Shiller aumenta leggermente (somma dei ritardi CS= -0.209278) e la probabilità che quest'ultima possa essere omessa è significativa (p_value = **0.00117471**).

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i \mathbf{IPI}_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{S\&P}_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{FFR}_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i \mathbf{CPI}_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi del Case-Shiller siano congiuntamente nulli è significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione corretto diminuisce. Con l'omissione del Case-Shiller la somma dei ritardi dello S&P aumenta (somma dei ritardi S&P= 0.110973) e la probabilità di omettere

quest'ultima risulta significativa (p_value= **5.34946e-006**).

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i IPI_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi dello S&P e del Case-Shiller siano congiuntamente nulli è significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione corretto diminuisce molto sensibilmente, si calcola infatti una perdita in termini di bontà del modello pari a 25,26 % .

Conclusioni sul secondo modello empirico:

Quest'ultimo modello, rispetto al precedente, spiega meglio la variabilità della risposta, molto probabilmente grazie all'introduzione di variabili macroeconomiche molto importanti per la descrizione dell'indice della produzione industriale. Questo miglioramento è evidente dall'aumento dell'indice di bontà del modello che, tuttavia, rimane ancora insoddisfacente. I test F congiunti portano tutti a rigettare l'ipotesi nulla, tuttavia dai modelli ridotti emerge una differenza fra i due regressori. I dati, infatti, suggeriscono che la variabile CS sia più importante ai fini predittivi del modello. Questa rilevanza maggiore la si può notare dall'indice di bontà del modello, decisamente più alto nel caso del primo modello ridotto, dalla somma dei coefficienti, più consistente per il CS. Risulta inoltre interessante osservare il forte calo dell' R^2 corretto inseguito all'omissione di entrambi gli indici, ciò dimostra un loro contributo significativo ai fini

predittivi del modello.

Terzo modello empirico :

$$\begin{aligned} \gamma_i IPI_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Modello 2: Stime OLS usando le 228 osservazioni 1990:01-2008:12

Variabile dipendente: IPI

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

VARIABILE	COEFFICIENTE	ERRORE STD	STAT T	P-VALUE
const	2,65769	1,60037	1,661	0,09871 *
SP500_12	0,0867382	0,0357143	2,429	0,01625 **
SP500_13	-0,00546506	0,0459478	-0,119	0,90547
SP500_14	-0,0373002	0,0447998	-0,833	0,40630
SP500_15	-0,0124074	0,0449034	-0,276	0,78266
SP500_16	-0,00444123	0,0398130	-0,112	0,91132
SP500_17	0,00165343	0,0375263	0,044	0,96491
SP500_18	-0,00895450	0,0397003	-0,226	0,82183
SP500_19	-0,00868080	0,0426576	-0,203	0,83900
SP500_20	-0,00467461	0,0431339	-0,108	0,91383
SP500_21	0,00703121	0,0442227	0,159	0,87387
SP500_22	-0,00743546	0,0396623	-0,187	0,85153
SP500_23	0,0167572	0,0397582	0,421	0,67396
SP500_24	-0,0110529	0,0364660	-0,303	0,76220
CS_12	0,583694	0,792006	0,737	0,46220
CS_13	-0,564798	1,50409	-0,376	0,70777
CS_14	-0,213871	1,39930	-0,153	0,87871
CS_15	-0,271309	1,45198	-0,187	0,85201
CS_16	0,708543	1,50696	0,470	0,63886
CS_17	-0,100432	1,58552	-0,063	0,94957
CS_18	-0,862897	1,59643	-0,541	0,58958
CS_19	1,26756	1,70533	0,743	0,45838
CS_20	0,00686987	1,74863	0,004	0,99687
CS_21	-0,908621	1,87082	-0,486	0,62785
CS_22	0,351563	1,66860	0,211	0,83339
CS_23	0,230520	1,40443	0,164	0,86983
CS_24	-0,369313	0,674628	-0,547	0,58484
FFR_12	0,627125	1,13995	0,550	0,58298
FFR_13	-1,35240	1,69011	-0,800	0,42478

FFR_14	-0,692730	1,81832	-0,381	0,70372
FFR_15	-0,554480	1,78241	-0,311	0,75614
FFR_16	0,982592	1,88354	0,522	0,60261
FFR_17	-1,24350	1,94374	-0,640	0,52324
FFR_18	1,15454	1,98907	0,580	0,56242
FFR_19	0,925409	2,02656	0,457	0,64854
FFR_20	-0,996770	2,09006	-0,477	0,63407
FFR_21	0,0253552	1,90278	0,013	0,98938
FFR_22	-0,0347133	1,88370	-0,018	0,98532
FFR_23	0,516864	2,00706	0,258	0,79710
FFR_24	-0,227198	1,16148	-0,196	0,84516
CPI_12	0,0915704	0,924639	0,099	0,92123
CPI_13	-0,446046	1,75624	-0,254	0,79983
CPI_14	0,373623	1,94079	0,193	0,84758
CPI_15	-0,451148	2,11104	-0,214	0,83104
CPI_16	1,02720	2,10188	0,489	0,62571
CPI_17	0,0494388	2,02828	0,024	0,98058
CPI_18	-1,02659	2,03579	-0,504	0,61475
CPI_19	1,24930	2,09451	0,596	0,55170
CPI_20	0,201706	2,16732	0,093	0,92597
CPI_21	-1,51125	2,14557	-0,704	0,48222
CPI_22	1,05768	1,86266	0,568	0,57093
CPI_23	0,694958	1,75184	0,397	0,69211
CPI_24	-0,552746	0,937279	-0,590	0,55619
IPI_12	0,249016	0,303909	0,819	0,41378
IPI_13	-0,0290326	0,398486	-0,073	0,94201
IPI_14	0,224689	0,354589	0,634	0,52720
IPI_15	-0,108692	0,358985	-0,303	0,76245
IPI_16	0,00903182	0,345964	0,026	0,97920
IPI_17	0,0574016	0,302240	0,190	0,84961
IPI_18	0,277147	0,295862	0,937	0,35028
IPI_19	-0,153074	0,311108	-0,492	0,62337
IPI_20	-0,182832	0,333565	-0,548	0,58437
IPI_21	-0,215810	0,363075	-0,594	0,55308
IPI_22	-0,0798072	0,382055	-0,209	0,83480
IPI_23	0,284860	0,395324	0,721	0,47221
IPI_24	0,399823	0,279875	1,429	0,15505

Media della variabile dipendente = 2,4674

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 3,09095

Somma dei quadrati dei residui = 1037,57

Errore standard dei residui = 2,53077

R-quadro = 0,521581

R-quadro corretto = 0,329622

Statistica F (65, 162) = 7,82176 (p-value < 0,00001)

Statistica Durbin-Watson = 0,193306

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,92979

Log-verosimiglianza = -496,262

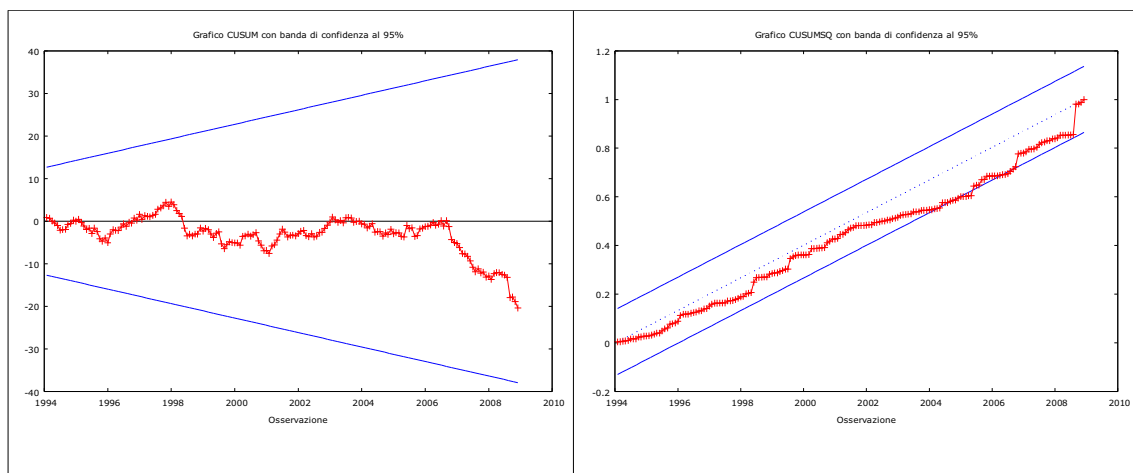
Criterio di informazione di Akaike (AIC) = 1124,52

Criterio bayesiano di Schwarz (BIC) = 1350,86

Criterio di Hannan-Quinn (HQC) = 1215,84

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 85 (CS_20)

Variabili dipendenti	12 ritardi dello S&P	12 ritardi del CS	12 ritardi dello S&P e del CS
Somma dei ritardi	0.023358	-0.142177	
p_value (test t)	0.473091	0.0672959	
p_value (test F)	0.427852	0.0507269	0.00050036
R ² corretto del modello ridotto	0.32836	0.32707	0.30988
R ² corretto del modello completo	0.329622		



In questo modello, il coefficiente di determinazione corretto indica che il 32,96 % della variabilità del tasso di crescita dell' IPI è spiegata dalla sua relazione lineare con i regressori del modello.

La somma dei ritardi dello S&P è positiva e minore di quella del Case-Shiller. La probabilità che la somma dei ritardi possa essere omessa dal modello è non significativa contro l'ipotesi nulla per entrambi gli indici.

Si vuole verificare ora se risultano essere significative le probabilità relative ai test congiunti.

$$\begin{aligned} \text{Modello ridotto : } \gamma_i IPI_t = & c + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \\ & + \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \\ & + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi dello S&P siano congiuntamente nulli è non significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione corretto resta pressochè invariato. Con l'omissione dello S&P la somma dei ritardi del Case-Shiller aumenta leggermente (somma dei ritardi CS= -0.145659) e la probabilità di escludere questa variabile dal modello è significativa (p_value= 0.0350353).

$$\begin{aligned} \text{Modello ridotto : } \gamma_i IPI_t = & c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \\ & + \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \\ & + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi del Case-Shiller siano congiuntamente nulli non è significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto

con il modello completo, l'indice di determinazione corretto diminuisce leggermente. Con l'omissione del Case-Shiller la somma dei ritardi dello S&P diminuisce (somma dei ritardi S&P= -0.00723258), infatti, la probabilità di escludere quest'ultima dal modello è altamente non significativa (p_value=0.777529).

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i IPI_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi dello S&P e del Case-Shiller siano congiuntamente nulli è non significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione corretto diminuisce ma non di molto.

Conclusioni sul terzo modello empirico:

Utilizzando entrambi gli indici di borsa congiuntamente come regressori, si ottiene un valore dell' R² corretto piuttosto basso, quindi, il modello sembrerebbe inadatto per la descrizione della variabile dipendente. I test F congiunti portano tutti a non rigettare l'ipotesi nulla, tranne che l'ultimo test il quale risulta significativo. Ciò farebbe pensare ad un loro contributo significativo ai fini predittivi del modello ma l' R² corretto del modello relativo al test F non subisce un forte calo. Dai due modelli ridotti emerge una differenza fra i due regressori. I dati, infatti, suggeriscono che la variabile CS sia più importante ai fini predittivi del modello. Questa

rilevanza maggiore la si può notare dall'indice di bontà del modello, decisamente più alto nel caso del primo modello ridotto, dalla somma dei coefficienti, più consistente per il CS.

3.3: CONCLUSIONI SULLA PRIMA ANALISI

Nella prima regressione entrambi gli indici risultano essere significativi a tutti i test congiunti però si denota un' importanza maggiore per la variabile S&P. Infatti, il peso della variabile Case_Shiller è sempre molto basso ad eccezione del secondo modello in cui addirittura supera il peso dell'altro indice. La probabilità che la variabile somma dei ritardi possa essere nulla risulta essere sempre significativa per lo S&P mentre per il Case-Shiller ci sono tre casi di non significatività. L'indice di bontà del modello è sempre piuttosto alto. Possiamo quindi concludere a favore dello S&P ma non possiamo affermare che il Case-Shiller sia abbastanza rilevante ai fini previsivi della variabile dipendente presa in esame.

Nella seconda regressione gli indici risultano significativi soltanto ai primi due test congiunti mentre sono non significativi con l'introduzione nel terzo modello della variabile dipendente ritardata. A differenza della prima analisi, l'indice più rilevante fra i due sembrerebbe essere il Case-Shiller. La probabilità che la variabile somma dei ritardi possa essere nulla risulta essere non significativa due volte per lo S&P e una sola volta per il Case-Shiller. Il segno delle variabili è sempre positivo per lo S&P e negativo per il Case-Shiller. Possiamo quindi concludere a favore del Case-Shiller ma non possiamo affermare che lo S&P500 sia abbastanza rilevante ai fini previsivi della variabile dipendente presa in esame. Considerando, però, i valori molto bassi dell' R^2 corretto, gli indici di borsa non sembrerebbero contribuire molto alla spiegazione della variabile risposta.

Capitolo Quarto

Analisi del tasso d'interesse

4.1: REGRESSIONI DEL TASSO D'INTERESSE (campione intero)

Primo modello empirico:

$$\gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \varepsilon_t$$

Variabili dipendenti	12 ritardi dello S&P	12 ritardi del CS	12 ritardi dello S&P e del CS
Somma dei ritardi	0.0826953	-0.0112312	
p_value (test t)	4.43173e-008	0.745956	
p_value (test F)	4.2568e-009	0.564139	<0,00001
R ² corretto del modello ridotto	-0.00515	0.15060	
R ² corretto del modello completo	0.188026		

(Stime del modello nella tabella 5 in appendice)

In questo primo modello, il coefficiente di determinazione corretto indica che il 18,80 % della variabilità del tasso di crescita del FFR è spiegata dalla sua relazione lineare con entrambi gli indici di borsa. Il valore dell'indice è del tutto insoddisfacente.

La somma dei ritardi del regressore S&P è positiva e maggiore di quella del Case-Shiller, la quale risulta piuttosto bassa, infatti, la probabilità che

quest'ultima possa essere omessa dal modello è non significativa contro l'ipotesi nulla.

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi dello S&P siano congiuntamente nulli è significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione corretto diminuisce notevolmente addirittura diventa negativo, forse proprio a causa dell'omissione di una variabile importante per la spiegazione del tasso dell'indice della produzione industriale (R^2 mod.completo= 0.52581; R^2 mod. ridotto= 0.24909). Dopo l'omissione dello S&P la somma dei ritardi del Case-Shiller aumenta leggermente ma risulta essere sempre di poco peso (somma dei ritardi CS= -0.0312644) e la probabilità che quest'ultima possa essere esclusa dal modello non è significativa (p_value= 0.439633)

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi del Case-Shiller siano congiuntamente nulli è non significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo l'indice di determinazione corretto diminuisce ma non in maniera rilevante. Con l'omissione del Case-Shiller la somma dei ritardi dello S&P diminuisce leggermente (somma dei ritardi S&P= 0.0774921) e la probabilità che quest'ultima possa essere omessa è

significativa (p_value= 8.20901e-007).

Conclusioni sul primo modello empirico:

Utilizzando i due indici di borsa congiuntamente come regressori si ottiene un valore dell' R^2 corretto del tutto non soddisfacente, quindi il modello sembrerebbe inadatto per la descrizione della variabile dipendente. I risultati dei test congiunti portano a rigettare l'ipotesi nulla per l'indice S&P ma non per il Case-Shiller. Dai modelli ridotti emerge una differenza consistente fra i due regressori. I dati, infatti, suggeriscono che la variabile S&P sia più importante ai fini predittivi del modello. Questa maggiore rilevanza la si può notare dall'indice di bontà del modello, il quale risulta addirittura negativo dopo l'omissione dello S&P, dalla somma dei coefficienti, più consistente per lo S&P, e dalla probabilità non significativa contro l'ipotesi di nullità della somma dei ritardi del Case-Shiller sia nel modello completo che nel modello ridotto.

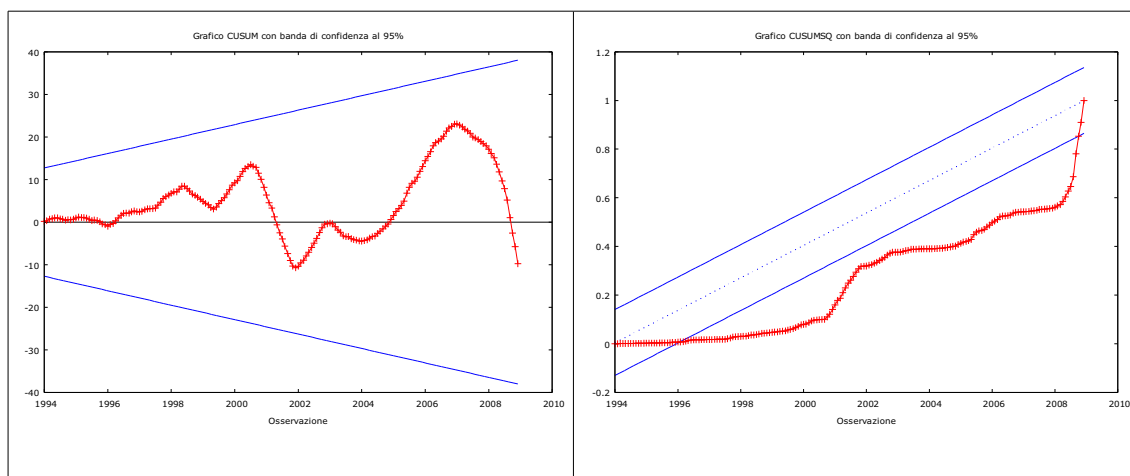
Si desidera ora verificare la significatività degli indici dopo l'inserimento nel modello di altre variabili macroeconomiche rilevanti.

Secondo modello empirico :

$$\gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

Variabili dipendenti	12 ritardi dello S&P	12 ritardi del CS	12 ritardi dello S&P e del CS
Somma dei ritardi	0.00123066	0.0489832	
p_value (test t)	0.943803	0.0867179	
p_value (test F)	0.790007	0.822801	0.83579
R ² corretto del modello ridotto	0.66769	0.63772	0.65420
R ² corretto del modello completo	0.651203		

(Stime del modello nella tabella 6 in appendice)



Con l'inserimento nel modello di altri indici macroeconomici, la spiegazione della variabile risposta migliora notevolmente. Rispetto al primo modello la somma dei coefficienti dello S&P diminuisce e risulta interessante il notevole aumento di quella del Case-Shiller la quale supera anche se non di molto quella dello S&P. La probabilità di escludere la

somma dei ritardi risulta essere non significativa per entrambe gli indici.

Il test CUSUM evidenzia instabilità dei parametri e il test CUSUM of Squares evidenzia instabilità della varianza.

Si vuole verificare ora se anche le probabilità relative ai test congiunti risultano essere significative.

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi dello S&P siano congiuntamente nulli è altamente non significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione corretto addirittura aumenta anche se non di molto. Con l'omissione dello S&P, la somma dei ritardi del Case-Shiller rimane pressochè invariata (somma dei ritardi CS= 0.0485763) e la probabilità che quest'ultima possa essere omessa non è significativa (p_value= 0.0925437).

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi dello Case-Shiller siano congiuntamente nulli è altamente non significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione corretto diminuisce leggermente. Con l'omissione del Case-Shiller la somma dei

ritardi dello S&P cala (somma dei ritardi S&P = -0.000484998) e la probabilità di omettere quest'ultima risulta altamente non significativa (p_value = 0.976912).

Modello ridotto: $\gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi dello S&P e del Case-Shiller siano congiuntamente nulli è altamente significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione corretto addirittura aumenta anche se di poco.

Conclusioni sul secondo modello empirico:

Quest'ultimo modello, rispetto al precedente, spiega meglio la variabilità della risposta forse, proprio grazie all'introduzione di altre variabili macro importanti per la descrizione della variabile risposta. Questo miglioramento è evidente dall'aumento considerevole dell'indice di bontà del modello. Il risultato interessante è che gli indici di borsa risultano essere non significativi a tutti i test F congiunti e test t per l'ipotesi di nullità della somma dei ritardi. In ben due casi, passando dal modello completo al modello ridotto, l'indice di bontà del modello addirittura aumenta ciò significa che l'omissione degli indici di borsa comportano un miglioramento nella spiegazione della variabile risposta.

Si vuol verificare ora se la significatività degli indici con l'introduzione della stessa variabile dipendente ritardata.

Terzo modello empirico:

$$\begin{aligned} \gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Modello 3: Stime OLS usando le 240 osservazioni 1989:01-2008:12

Variabile dipendente: FFR

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

VARIABILE	COEFFICIENTE	ERRORE STD	STAT T	P-VALUE
const	-0,0839043	0,0698277	-1,202	0,23111
SP500_1	0,00308849	0,00169186	1,826	0,06959 *
SP500_2	-0,00420400	0,00216767	-1,939	0,05402 *
SP500_3	0,000921775	0,00225905	0,408	0,68373
SP500_4	-0,00279712	0,00228749	-1,223	0,22302
SP500_5	0,00620338	0,00240211	2,582	0,01061 **
SP500_6	-0,00352153	0,00259011	-1,360	0,17567
SP500_7	-0,00259360	0,00243345	-1,066	0,28794
SP500_8	-0,000623949	0,00231769	-0,269	0,78808
SP500_9	0,00562768	0,00263406	2,137	0,03400 **
SP500_10	-0,00103834	0,00221954	-0,468	0,64049
SP500_11	-0,00311928	0,00228409	-1,366	0,17376
SP500_12	0,00229750	0,00183215	1,254	0,21148
CS_1	0,0430446	0,0383580	1,122	0,26329
CS_2	-0,00877714	0,0848916	-0,103	0,91777
CS_3	-0,135867	0,0962752	-1,411	0,15991
CS_4	0,142085	0,0905890	1,568	0,11854
CS_5	-0,0356886	0,0929540	-0,384	0,70148
CS_6	0,0340932	0,0826850	0,412	0,68059
CS_7	-0,0643164	0,103055	-0,624	0,53336
CS_8	-0,0175822	0,0987452	-0,178	0,85888
CS_9	0,0492435	0,106209	0,464	0,64346
CS_10	0,0302614	0,0915825	0,330	0,74146
CS_11	-0,0568265	0,0909498	-0,625	0,53289
CS_12	0,0246444	0,0451879	0,545	0,58617
CPI_1	0,0131076	0,0521747	0,251	0,80193
CPI_2	0,0592134	0,0971548	0,609	0,54298
CPI_3	-0,167563	0,101256	-1,655	0,09971 *
CPI_4	0,0759424	0,100297	0,757	0,44994
CPI_5	0,0133906	0,107803	0,124	0,90129
CPI_6	0,101701	0,103416	0,983	0,32673
CPI_7	-0,0459589	0,106283	-0,432	0,66596
CPI_8	-0,102934	0,100761	-1,022	0,30836
CPI_9	0,107356	0,125340	0,857	0,39286

CPI_10	0,0465495	0,117018	0,398	0,69125
CPI_11	-0,127435	0,113202	-1,126	0,26179
CPI_12	0,0554855	0,0639879	0,867	0,38703
IPI_1	0,0691606	0,0182070	3,799	0,00020 ***
IPI_2	-0,0146454	0,0184077	-0,796	0,42731
IPI_3	-0,0469748	0,0199493	-2,355	0,01962 **
IPI_4	0,0120490	0,0197083	0,611	0,54173
IPI_5	-0,00749605	0,0198245	-0,378	0,70579
IPI_6	0,00570096	0,0181449	0,314	0,75374
IPI_7	0,00195202	0,0192348	0,101	0,91928
IPI_8	-0,00105479	0,0170910	-0,062	0,95086
IPI_9	-0,00489620	0,0217741	-0,225	0,82234
IPI_10	-0,00890768	0,0173618	-0,513	0,60854
IPI_11	0,0306400	0,0203999	1,502	0,13487
IPI_12	-0,0137536	0,0142185	-0,967	0,33470
FFR_1	1,28371	0,0608186	21,107	<0,00001 ***
FFR_2	-0,0993091	0,0987904	-1,005	0,31613
FFR_3	-0,0910444	0,0974247	-0,935	0,35130
FFR_4	-0,300096	0,114576	-2,619	0,00957 ***
FFR_5	0,161863	0,106137	1,525	0,12901
FFR_6	0,209059	0,103679	2,016	0,04525 **
FFR_7	-0,215712	0,104640	-2,061	0,04071 **
FFR_8	0,0684996	0,106266	0,645	0,52001
FFR_9	0,0173956	0,111501	0,156	0,87620
FFR_10	-0,107599	0,113739	-0,946	0,34541
FFR_11	0,0508104	0,108791	0,467	0,64103
FFR_12	0,00338039	0,0681454	0,050	0,96049

Media della variabile dipendente = 4,50292

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,13528

Somma dei quadrati dei residui = 3,91505

Errore standard dei residui = 0,147891

R-quadro = 0,996407

R-quadro corretto = 0,995203

Statistica F (60, 179) = 2113,15 (p-value < 0,00001)

Statistica Durbin-Watson = 2,00123

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,00961348

Stat. h di Durbin -0,436438

(Usando la variabile 30 per la statistica h, con T' = 239)

Log-verosimiglianza = 153,352

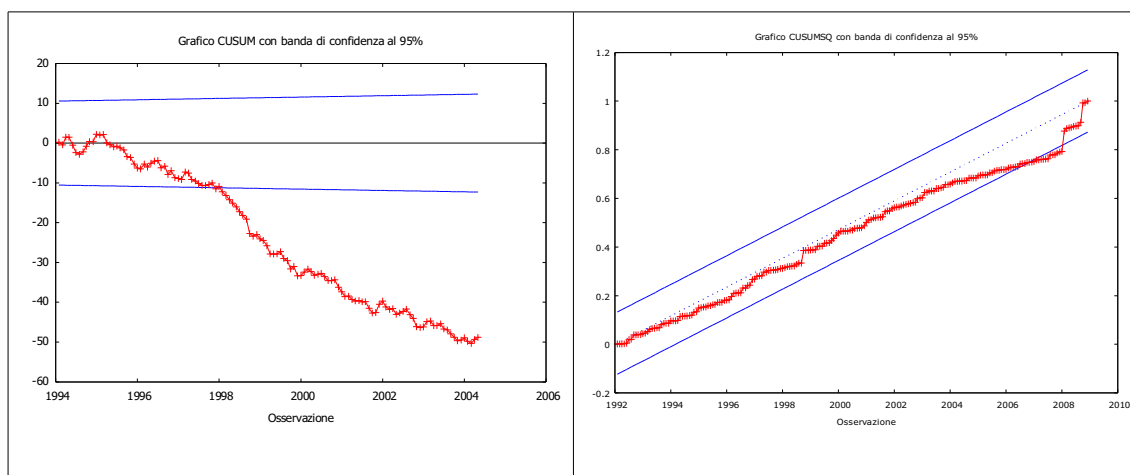
Criterio di informazione di Akaike (AIC) = -184,704

Criterio bayesiano di Schwarz (BIC) = 27,6151

Criterio di Hannan-Quinn (HQC) = -99,1548

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 41 (FFR_12)

Variabili dipendenti	12 ritardi dello S&P	12 ritardi del CS	12 ritardi dello S&P e del CS
Somma dei ritardi	0.000241015	0.00431371	
p_value (test t)	0.846348	0.0467262	
p_value (test F)	0.00446116	0.344639	3.74166e-005
R ² corretto del modello ridotto	0.99514	0.99530	0.99519
R ² corretto del modello completo	0.995203		



Con l'inserimento della stessa variabile risposta ritardata fra i regressori, il modello migliora ulteriormente. Rispetto al secondo modello, la somma dei coefficienti dei due indici è calata di molto, forse proprio a causa dell'introduzione di una variabile molto rilevante ai fini predittivi del modello. La somma dei ritardi risulta piuttosto irrilevante per entrambi gli indici, infatti, la probabilità di poterla escludere è molto alta in tutti e due i

casi. Il test CUSUM non evidenzia stabilità dei parametri mentre il test CUSUM of Squares evidenzia stabilità della varianza.

Si vuole verificare ora se le probabilità relative ai test congiunti risultano essere significative.

$$\begin{aligned} \text{Modello ridotto : } \gamma_i FFR_t = c &+ \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \\ &+ \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} \\ &+ \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi dello S&P siano congiuntamente nulli è significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione corretto è praticamente invariato. Con l'omissione dello S&P la somma dei ritardi del Case-Shiller non cambia di molto (somma dei ritardi CS= 0.00466457) e la probabilità di escludere questa variabile dal modello è significativa (p_value= **0.0322092**).

$$\begin{aligned} \text{Modello ridotto : } \gamma_i FFR_t = c &+ \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \\ &+ \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} \\ &+ \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi del Case-Shiller siano congiuntamente nulli è non significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione aumenta leggermente. Con l'omissione del Case-Shiller, la somma dei ritardi dello S&P resta

invariata (somma dei ritardi S&P =0.00122845) e la probabilità di escludere quest'ultima dal modello è non significativa. (p_value=0.261444).

$$\text{Modello ridotto: } \gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \varepsilon_t$$

La probabilità che i coefficienti dei ritardi dello S&P e del Case-Shiller siano congiuntamente nulli è significativa contro l'ipotesi nulla. A confronto con il modello completo, l'indice di determinazione corretto è praticamente invariato.

Conclusioni sul terzo modello empirico :

I test congiunti rifiutano l'ipotesi nulla nel primo e nel terzo modello ma accettano l'ipotesi che i coefficienti dello S&P possano essere congiuntamente nulli. Il test t, invece, accetta l'ipotesi nulla due volte per la variabile Case-Shiller e una per lo S&P. La somma dei ritardi di entrambi gli indici è sempre molto bassa, ciò denota un peso degli indici di borsa ininfluente sulla variabile risposta.

4.2: REGRESSIONI DEL TASSO D'INTERESSE (break strutturale)

Dall'analisi svolta non emerge una sostanziale differenza rispetto ai modelli calcolati con il range temporale completo, quindi, di seguito riporto solo i risultati dell'analisi per dare evidenza, ancora una volta, della non significatività degli indici di borsa.

Primo modello empirico:

$$\gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \varepsilon_t$$

Variabili dipendenti	12 ritardi dello S&P	12 ritardi del CS	12 ritardi dello S&P e del CS
Somma dei ritardi	0.0914634	0,0423912	
p_value (test t)	3.00749e-012	0.561332	
p_value (test F)	1.7689e-009	2.85699e-008	<0,00001
R ² corretto del modello ridotto	0.0960796	0.175133	
R ² corretto del modello completo	0,402315		

(Stime del modello nella tabella 7 in appendice)

Modello ridotto: $\gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \varepsilon_t$

somma dei ritardi CS= -0.0504718 con p_value (test t)= 0.39859

Modello ridotto: $\gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \varepsilon_t$

somma dei ritardi S&P = 0.0740987 con p_value (test t)= **3.29261e-005**

Secondo modello empirico:

$$\gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

Variabili dipendenti	12 ritardi dello S&P	12 ritardi del CS	12 ritardi dello S&P e del CS
Somma dei ritardi	0.0231144	0.145245	
p_value (test t)	0.0950248	2.03882e-006	
p_value (test F)	0.102269	1,77826e-008	2,05986e-010
R ² corretto del modello ridotto	0.836258	0.767388	0.77024
R ² corretto del modello completo	0.837045		

(Stime del modello nella tabella 8 in appendice)

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

somma dei ritardi CS= 0.14467 con p_value (test t)= **2.31039e-005**

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

somma dei ritardi S&P = 0.0206198 con p_value (test t)= 0.172412

$$\text{Modello ridotto : } \gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \varepsilon_t$$

Terzo modello empirico:

$$\gamma_i FFR_t = c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} + \\ + \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \varepsilon_t$$

Modello 6: Stime OLS usando le 181 osservazioni 1989:01-2004:01

Variabile dipendente: FFR

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

VARIABILE	COEFFICIENTE	ERRORE STD	STAT T	P-VALUE
const	0,0235930	0,0961513	0,245	0,80659
SP500_1	0,00451560	0,00187707	2,406	0,01767 **
SP500_2	-0,00485265	0,00241012	-2,013	0,04631 **
SP500_3	0,00185424	0,00257012	0,721	0,47203
SP500_4	-0,00108653	0,00233711	-0,465	0,64284
SP500_5	0,00424456	0,00250179	1,697	0,09236 *
SP500_6	-0,00371420	0,00286219	-1,298	0,19689
SP500_7	-0,00335154	0,00235289	-1,424	0,15692
SP500_8	-0,00136890	0,00255450	-0,536	0,59304

SP500_9	0,00723246	0,00257391	2,810	0,00579 ***
SP500_10	-0,000864022	0,00228474	-0,378	0,70597
SP500_11	-0,00733962	0,00209667	-3,501	0,00065 ***
SP500_12	0,00597209	0,00187157	3,191	0,00181 ***
CS_1	-0,0164070	0,0523926	-0,313	0,75471
CS_2	0,0635516	0,112658	0,564	0,57373
CS_3	-0,192960	0,120806	-1,597	0,11284
CS_4	0,191756	0,114000	1,682	0,09516 *
CS_5	0,0210695	0,120049	0,176	0,86098
CS_6	-0,000770038	0,112344	-0,007	0,99454
CS_7	-0,138432	0,152285	-0,909	0,36516
CS_8	-0,0466109	0,146125	-0,319	0,75030
CS_9	0,195392	0,121048	1,614	0,10912
CS_10	-0,00293193	0,122449	-0,024	0,98094
CS_11	-0,143722	0,100898	-1,424	0,15692
CS_12	0,0707331	0,0519444	1,362	0,17584
CPI_1	-0,0576874	0,0710409	-0,812	0,41838
CPI_2	0,146701	0,125118	1,172	0,24332
CPI_3	-0,111646	0,137456	-0,812	0,41827
CPI_4	-0,0595159	0,123267	-0,483	0,63010
CPI_5	0,168685	0,122729	1,374	0,17186
CPI_6	0,0384156	0,112490	0,342	0,73332
CPI_7	-0,133740	0,143358	-0,933	0,35274
CPI_8	-0,118885	0,131071	-0,907	0,36621
CPI_9	0,291426	0,135132	2,157	0,03303 **
CPI_10	-0,0796571	0,142042	-0,561	0,57598
CPI_11	-0,172064	0,121611	-1,415	0,15969
CPI_12	0,0872382	0,0697512	1,251	0,21347
IPI_1	0,0841703	0,0171763	4,900	<0,00001 ***
IPI_2	-0,0503917	0,0217508	-2,317	0,02221 **
IPI_3	-0,0121983	0,0228776	-0,533	0,59488
IPI_4	-0,0121771	0,0213464	-0,570	0,56944
IPI_5	0,00150392	0,0231385	0,065	0,94829
IPI_6	0,00508508	0,0217553	0,234	0,81559
IPI_7	0,00442066	0,0241018	0,183	0,85478
IPI_8	-0,0134780	0,0211606	-0,637	0,52538
IPI_9	-0,00499789	0,0255226	-0,196	0,84508
IPI_10	-0,0348884	0,0210335	-1,659	0,09979 *
IPI_11	0,0643463	0,0234183	2,748	0,00693 ***
IPI_12	-0,0200393	0,0152731	-1,312	0,19200
FFR_1	1,28719	0,0762181	16,888	<0,00001 ***
FFR_2	-0,0191074	0,115272	-0,166	0,86863
FFR_3	-0,249657	0,112172	-2,226	0,02790 **
FFR_4	-0,202806	0,115560	-1,755	0,08181 *
FFR_5	0,143259	0,116799	1,227	0,22240
FFR_6	0,232677	0,113345	2,053	0,04226 **
FFR_7	-0,251731	0,110716	-2,274	0,02476 **
FFR_8	-0,000522128	0,104971	-0,005	0,99604
FFR_9	0,161649	0,112847	1,432	0,15461
FFR_10	-0,0781480	0,123187	-0,634	0,52704

FFR_11	-0,0962741	0,108213	-0,890	0,37542
FFR_12	0,0578314	0,0695957	0,831	0,40765

Media della variabile dipendente = 4,88409
 Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,14753
 Somma dei quadrati dei residui = 2,38717
 Errore standard dei residui = 0,141043
 R-quadro = 0,997124
 R-quadro corretto = 0,995687
 Statistica F (60, 120) = 2307,83 (p-value < 0,00001)
 Statistica Durbin-Watson = 1,96787
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,00797775
 Log-verosimiglianza = 134,891
 Criterio di informazione di Akaike (AIC) = -147,783
 Criterio bayesiano di Schwarz (BIC) = 47,3257
 Criterio di Hannan-Quinn (HQC) = -68,6816

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 37 (FFR_8)

Variabili dipendenti	12 ritardi dello S&P	12 ritardi del CS	12 ritardi dello S&P e del CS
Somma dei ritardi	0.0012415	0.00066886	0.516503
p_value (test t)	0.481469	0.787986	0.00191036
p_value (test F)	8.3128e-005	0.0142432	1.4902e-011
R ² corretto del modello ridotto	0.995393	0.995755	0.995464
R ² corretto del modello completo	0.995687		

$$\begin{aligned}
 \text{Modello ridotto: } \gamma_i FFR_t &= c + \sum \alpha_i * \gamma_i CS_{t-i} + \\
 &+ \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} \\
 &+ \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

somma dei ritardi CS= 0.000427861 con p_value (test t)= 0.872129

$$\begin{aligned}
 \text{Modello ridotto: } \gamma_i FFR_t &= c + \sum \alpha_i * \gamma_i S\&P_{t-i} + \\
 &+ \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} \\
 &+ \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

somma dei ritardi S&P= 0.000296156 con p_value(test t)= 0.862306

$$\begin{aligned}
 \text{Modello ridotto: } \gamma_i FFR_t &= c + \sum \alpha_i * \gamma_i CPI_{t-i} + \sum \alpha_i * \gamma_i IPI_{t-i} \\
 &+ \sum \alpha_i * \gamma_i FFR_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

4.3: CONCLUSIONI SULLA SECONDA ANALISI

Già a partire dal primo modello empirico si denota la non significatività degli indici di borsa che non contribuiscono affatto alla spiegazione del tasso d'interesse. Infatti l'indice di bontà del modello è molto basso e non sembra diminuire molto quando si omettono gli indici, addirittura in ben 4 casi l' R^2 aumenta.

Le somme dei ritardi dello S&P e del Case-Shiller risultano essere sempre poco consistenti, ciò significa che il peso degli indici sul tasso di interesse non è rilevante. Anche i p_value, relativi alla probabilità di escludere la somma dei ritardi, sono quasi sempre non significativi contro l'ipotesi nulla. Possiamo quindi concludere a sfavore di entrambi gli indici.

Nonostante la suddivisione del campione, gli indici continuano a risultare non significativi nella maggior parte dei test, sia nei test F che nei test t per l'ipotesi di nullità della somma dei ritardi.

CONCLUSIONE

L'obiettivo di questa tesi era verificare il ruolo degli indici di borsa sulle variabili economiche con riferimento all'area geografica americana.

Gli indici utilizzati come rappresentativi del mercato finanziario sono lo S&P500 e lo S&P/Case-Shiller.

Concretamente, quello che si voleva esaminare era la significatività degli indici sopra menzionati su due fronti. In una prima analisi, l'attenzione si è focalizzata su una eventuale loro relazione con l'andamento del ciclo economico. Una seconda analisi, invece, mirava a cogliere la reazione della Fed a oscillazioni di borsa.

Per verificare la presunta relazione citata nella prima analisi, è stato utilizzato come indicatore di ciclo economico il tasso dell'indice della produzione industriale. Sono state effettuate, quindi, diverse regressioni di quest'ultimo utilizzando come regressori 12 ritardi degli indici S&P500, S&P/Case-Shiller e di altre variabili macro. Le regressioni sono state effettuate due volte; una prima volta utilizzando 12 ritardi a partire dal mese precedente l'osservazione e, una seconda volta, con 12 ritardi a partire da un anno prima dell'osservazione. Le regressioni effettuate nel primo caso, confermano l'idea di una relazione fra indici finanziari e ciclo economico in quanto entrambi gli indici di borsa utilizzati risultano sempre significativi e i modelli stimati spiegano gran parte della variabilità della risposta. Si evince, inoltre, una significatività più consistente per lo S&P.

La relazione, fra indici finanziari e ciclo economico, si conferma anche nel secondo caso sebbene in misura meno evidente rispetto al primo. Risulta inoltre che il Case-Shiller è più significativo dello S&P.

Al fine di cogliere la reazione della Fed a oscillazioni di borsa, sono state effettuate diverse regressioni del tasso d'interesse interbancario sui fondi federali utilizzando come regressori gli indici S&P500, S&P/Case-Shiller e altri variabili macro. Le analisi effettuate denotano la non significatività per entrambi gli indici, i quali non sembrerebbero contribuire affatto alla spiegazione del tasso di interesse. Questi risultati, quindi, fanno supporre che non ci sia una relazione fra la scelta dei tassi di interesse da parte della Fed e le oscillazioni degli indici finanziari.

Appendice

TABELLA 1

Modello 9: Stime OLS usando le 240 osservazioni 1989:01-2008:12

Variabile dipendente: IPI

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

VARIABILE	COEFFICIENTE	ERRORE STD	STAT T	P-VALUE
const	1,84401	0,206303	8,938	<0,00001 ***
SP500_1	0,0562773	0,0252871	2,226	0,02708 **
SP500_2	0,0284904	0,0353309	0,806	0,42091
SP500_3	0,0203920	0,0337256	0,605	0,54605
SP500_4	-0,0126945	0,0338752	-0,375	0,70822
SP500_5	0,0140376	0,0358710	0,391	0,69594
SP500_6	0,00572008	0,0350201	0,163	0,87041
SP500_7	-0,00257677	0,0351283	-0,073	0,94159
SP500_8	-0,00568896	0,0346394	-0,164	0,86970
SP500_9	-0,0136945	0,0350946	-0,390	0,69676
SP500_10	0,0136500	0,0328035	0,416	0,67774
SP500_11	-0,0113353	0,0326232	-0,347	0,72858
SP500_12	0,0420869	0,0244919	1,718	0,08716 *
CS_1	-0,434808	0,336800	-1,291	0,19809
CS_2	0,723563	0,660350	1,096	0,27442
CS_3	-0,124211	0,690609	-0,180	0,85743
CS_4	-0,179655	0,654597	-0,274	0,78400
CS_5	0,444653	0,636060	0,699	0,48526
CS_6	-0,343814	0,633212	-0,543	0,58771
CS_7	0,226058	0,630915	0,358	0,72047
CS_8	-0,120379	0,637600	-0,189	0,85043
CS_9	0,0147373	0,636817	0,023	0,98156
CS_10	0,332192	0,629357	0,528	0,59816
CS_11	-0,0225069	0,567571	-0,040	0,96841
CS_12	-0,538680	0,293221	-1,837	0,06757 *

Media della variabile dipendente = 2,38986

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 3,04173

Somma dei quadrati dei residui = 943,265

Errore standard dei residui = 2,09458

R-quadro = 0,573425

R-quadro corretto = 0,525807

Statistica F (24, 215) = 15,5985 (p-value < 0,00001)

Statistica Durbin-Watson = 0,158554

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,926845

Log-verosimiglianza = -504,79

Criterio di informazione di Akaike (AIC) = 1059,58

Criterio bayesiano di Schwarz (BIC) = 1146,6

Criterio di Hannan-Quinn (HQC) = 1094,64

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 14 (CS_9)

TABELLA 2

Modello 10: Stime OLS usando le 240 osservazioni 1989:01-2008:12

Variabile dipendente: IPI

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

VARIABILE	COEFFICIENTE	ERRORE STD	STAT T	P-VALUE
const	5,31132	0,299164	17,754	<0,00001 ***
SP500_1	0,0336077	0,0143438	2,343	0,02016 **
SP500_2	0,00479907	0,0187141	0,256	0,79789
SP500_3	0,0147444	0,0191656	0,769	0,44266
SP500_4	-0,0168067	0,0192729	-0,872	0,38428
SP500_5	0,0139464	0,0189541	0,736	0,46276
SP500_6	0,00815591	0,0201433	0,405	0,68601
SP500_7	0,0110123	0,0200779	0,548	0,58400
SP500_8	0,00162315	0,0215632	0,075	0,94008
SP500_9	0,00412087	0,0213398	0,193	0,84708
SP500_10	0,00566980	0,0204417	0,277	0,78180
SP500_11	-0,0102628	0,0185195	-0,554	0,58012
SP500_12	0,0194108	0,0143707	1,351	0,17838
CS_1	0,246880	0,369077	0,669	0,50436
CS_2	-0,317760	0,824115	-0,386	0,70024
CS_3	-0,143454	0,828842	-0,173	0,86277
CS_4	0,200866	0,778785	0,258	0,79674
CS_5	-0,0523956	0,820967	-0,064	0,94918
CS_6	-0,0887010	0,826293	-0,107	0,91463
CS_7	0,281884	0,776233	0,363	0,71690
CS_8	-0,471090	0,878502	-0,536	0,59242
CS_9	0,464234	0,696997	0,666	0,50618
CS_10	0,779867	0,743598	1,049	0,29561
CS_11	-0,713006	0,745919	-0,956	0,34034
CS_12	-0,327629	0,335008	-0,978	0,32932
FFR_1	2,51062	0,581141	4,320	0,00003 ***
FFR_2	-0,354784	0,962974	-0,368	0,71296
FFR_3	-1,05433	0,837534	-1,259	0,20962
FFR_4	-0,391025	0,777713	-0,503	0,61569
FFR_5	0,460131	0,749789	0,614	0,54016
FFR_6	-0,115633	0,786878	-0,147	0,88333
FFR_7	0,553162	1,02773	0,538	0,59104
FFR_8	-0,184745	1,01894	-0,181	0,85632
FFR_9	-0,955390	0,865390	-1,104	0,27098
FFR_10	-0,193839	0,882002	-0,220	0,82628
FFR_11	-1,52858	0,835198	-1,830	0,06878 *

FFR_12	1,26716	0,485866	2,608	0,00983 ***
CPI_1	0,735060	0,461725	1,592	0,11304
CPI_2	-1,03624	0,905540	-1,144	0,25392
CPI_3	-0,143506	0,926380	-0,155	0,87706
CPI_4	0,168178	0,864847	0,194	0,84602
CPI_5	-0,447541	0,870696	-0,514	0,60784
CPI_6	-0,0230478	0,841035	-0,027	0,97817
CPI_7	0,142324	0,838361	0,170	0,86537
CPI_8	-0,836276	0,977716	-0,855	0,39344
CPI_9	0,721291	0,811918	0,888	0,37545
CPI_10	0,339900	0,788667	0,431	0,66697
CPI_11	-0,865895	0,810708	-1,068	0,28684
CPI_12	0,353032	0,456493	0,773	0,44027

Media della variabile dipendente = 2,38986

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 3,04173

Somma dei quadrati dei residui = 269,04

Errore standard dei residui = 1,18684

R-quadro = 0,878332

R-quadro corretto = 0,847755

Statistica F (48, 191) = 62,3119 (p-value < 0,00001)

Statistica Durbin-Watson = 0,504692

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,751329

Log-verosimiglianza = -354,252

Criterio di informazione di Akaike (AIC) = 806,503

Criterio bayesiano di Schwarz (BIC) = 977,054

Criterio di Hannan-Quinn (HQC) = 875,223

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 47 (CPI_6)

TABELLA 3

Modello 13: Stime OLS usando le 229 osservazioni 1989:12-2008:12

Variabile dipendente: IPI

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HCO

VARIABILE	COEFFICIENTE	ERRORE STD	STAT T	P-VALUE
const	2,68764	0,171211	15,698	<0,00001 ***
SP500_12	0,122909	0,0318477	3,859	0,00015 ***
SP500_13	-0,0224336	0,0420931	-0,533	0,59465
SP500_14	-0,0179953	0,0425703	-0,423	0,67294
SP500_15	-0,00944201	0,0408387	-0,231	0,81739
SP500_16	-0,0198207	0,0415786	-0,477	0,63408
SP500_17	-0,0117343	0,0426101	-0,275	0,78330
SP500_18	-0,0190074	0,0436939	-0,435	0,66401
SP500_19	0,00348464	0,0432297	0,081	0,93583
SP500_20	0,00895139	0,0459195	0,195	0,84564

SP500_21	0,0104137	0,0453452	0,230	0,81859
SP500_22	-0,0239785	0,0445806	-0,538	0,59125
SP500_23	0,0235084	0,0351449	0,669	0,50431
CS_12	0,715027	0,489335	1,461	0,14549
CS_13	-0,502102	0,953969	-0,526	0,59923
CS_14	-0,00497879	0,950392	-0,005	0,99583
CS_15	-0,198980	0,954681	-0,208	0,83510
CS_16	-0,0205093	0,942386	-0,022	0,98266
CS_17	-0,0417697	0,930772	-0,045	0,96425
CS_18	0,111189	0,969214	0,115	0,90878
CS_19	0,0522977	0,972276	0,054	0,95716
CS_20	0,199343	1,03638	0,192	0,84766
CS_21	0,00555736	1,06880	0,005	0,99586
CS_22	0,106745	0,935098	0,114	0,90923
CS_23	-0,536222	0,447254	-1,199	0,23195

Media della variabile dipendente = 2,45656

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 3,08853

Somma dei quadrati dei residui = 1442,61

Errore standard dei residui = 2,65925

R-quadro = 0,336699

R-quadro corretto = 0,258663

Statistica F (24, 204) = 7,15211 (p-value < 0,00001)

Statistica Durbin-Watson = 0,168289

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,930799

Log-verosimiglianza = -535,672

Criterio di informazione di Akaike (AIC) = 1121,34

Criterio bayesiano di Schwarz (BIC) = 1207,19

Criterio di Hannan-Quinn (HQC) = 1155,98

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 86 (CS_21)

TABELLA 4

Modello 12: Stime OLS usando le 229 osservazioni 1989:12-2008:12

Variabile dipendente: IPI

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

VARIABILE	COEFFICIENTE	ERRORE STD	STAT T	P-VALUE
const	5,57444	0,907594	6,142	<0,00001 ***
SP500_12	0,112296	0,0322769	3,479	0,00063 ***
SP500_13	-0,0192317	0,0399508	-0,481	0,63083
SP500_14	-0,0325261	0,0412036	-0,789	0,43092
SP500_15	0,00988672	0,0384521	0,257	0,79738
SP500_16	-0,00132456	0,0386918	-0,034	0,97273
SP500_17	-0,0103299	0,0396556	-0,260	0,79478
SP500_18	-0,0110305	0,0408009	-0,270	0,78720

SP500_19	0,00362195	0,0413187	0,088	0,93025
SP500_20	0,00856594	0,0437347	0,196	0,84494
SP500_21	0,0122323	0,0424393	0,288	0,77350
SP500_22	-0,0275211	0,0402765	-0,683	0,49529
SP500_23	0,0271704	0,0328709	0,827	0,40957
CS_12	0,776728	0,816930	0,951	0,34299
CS_13	-0,874126	1,46547	-0,596	0,55160
CS_14	-0,108297	1,35650	-0,080	0,93646
CS_15	-0,420290	1,40881	-0,298	0,76580
CS_16	1,04134	1,55176	0,671	0,50303
CS_17	-0,325997	1,60073	-0,204	0,83885
CS_18	-0,565273	1,73813	-0,325	0,74539
CS_19	1,08946	1,77553	0,614	0,54026
CS_20	-0,590340	1,73975	-0,339	0,73476
CS_21	-0,692883	1,77602	-0,390	0,69690
CS_22	1,82763	1,61903	1,129	0,26047
CS_23	-1,33572	0,738787	-1,808	0,07228 *
FFR_12	0,729325	1,09939	0,663	0,50793
FFR_13	-0,401249	1,81489	-0,221	0,82527
FFR_14	-0,696086	1,89514	-0,367	0,71383
FFR_15	-0,923890	1,93188	-0,478	0,63306
FFR_16	1,22718	2,03140	0,604	0,54654
FFR_17	-0,789098	2,06959	-0,381	0,70344
FFR_18	0,519015	2,09011	0,248	0,80417
FFR_19	0,525286	2,05250	0,256	0,79830
FFR_20	-1,17930	1,98041	-0,595	0,55227
FFR_21	0,795181	1,98226	0,401	0,68879
FFR_22	0,174286	2,04521	0,085	0,93218
FFR_23	-0,550020	1,11175	-0,495	0,62139
CPI_12	-0,333923	0,947250	-0,353	0,72486
CPI_13	-0,373766	1,74125	-0,215	0,83028
CPI_14	-0,0290844	1,79244	-0,016	0,98707
CPI_15	-0,472864	1,88537	-0,251	0,80225
CPI_16	1,39379	2,04235	0,682	0,49583
CPI_17	-0,0896095	2,04962	-0,044	0,96518
CPI_18	-0,814393	2,22219	-0,366	0,71444
CPI_19	1,14773	2,23155	0,514	0,60766
CPI_20	-0,499965	2,10726	-0,237	0,81273
CPI_21	-1,21798	2,11024	-0,577	0,56454
CPI_22	2,91908	1,79434	1,627	0,10552
CPI_23	-1,70501	0,833091	-2,047	0,04215 **

Media della variabile dipendente = 2,45656

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 3,08853

Somma dei quadrati dei residui = 1144,37

Errore standard dei residui = 2,52143

R-quadro = 0,473827

R-quadro corretto = 0,333514

Statistica F (48, 180) = 6,55102 (p-value < 0,00001)

Statistica Durbin-Watson = 0,212693

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,921174
 Log-verosimiglianza = -509,154
 Criterio di informazione di Akaike (AIC) = 1116,31
 Criterio bayesiano di Schwarz (BIC) = 1284,56
 Criterio di Hannan-Quinn (HQC) = 1184,19

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 103 (CPI_14)

TABELLA 5

Modello 14: Stime OLS usando le 240 osservazioni 1989:01-2008:12

Variabile dipendente: FFR

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

VARIABILE	COEFFICIENTE	ERRORE STD	STAT T	P-VALUE
const	3,87778	0,142478	27,217	<0,00001 ***
SP500_1	0,0431491	0,0250512	1,722	0,08643 *
SP500_2	0,00925836	0,0352624	0,263	0,79314
SP500_3	0,0120866	0,0359053	0,337	0,73673
SP500_4	-0,00532960	0,0356055	-0,150	0,88115
SP500_5	0,0120562	0,0351447	0,343	0,73190
SP500_6	0,00454648	0,0348576	0,130	0,89635
SP500_7	-0,000350490	0,0326396	-0,011	0,99144
SP500_8	-0,00353671	0,0321412	-0,110	0,91248
SP500_9	-0,0182597	0,0329255	-0,555	0,57976
SP500_10	-0,00488949	0,0333340	-0,147	0,88352
SP500_11	-0,0102760	0,0337894	-0,304	0,76133
SP500_12	0,0442406	0,0261839	1,690	0,09255 *
CS_1	-0,615584	0,276335	-2,228	0,02694 **
CS_2	0,469921	0,568935	0,826	0,40974
CS_3	0,00125904	0,681808	0,002	0,99853
CS_4	0,103148	0,678154	0,152	0,87925
CS_5	0,132635	0,651164	0,204	0,83879
CS_6	-0,159984	0,621994	-0,257	0,79726
CS_7	0,0888496	0,615211	0,144	0,88530
CS_8	-0,0296813	0,615305	-0,048	0,96157
CS_9	-0,0507156	0,611887	-0,083	0,93402
CS_10	-0,0504734	0,628669	-0,080	0,93608
CS_11	-0,0153811	0,595173	-0,026	0,97941
CS_12	0,114776	0,299168	0,384	0,70162

Media della variabile dipendente = 4,50292

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,13528

Somma dei quadrati dei residui = 795,957

Errore standard dei residui = 1,92409

R-quadro = 0,269563

R-quadro corretto = 0,188026

Statistica F (24, 215) = 10,9068 (p-value < 0,00001)
 Statistica Durbin-Watson = 0,0675702
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,955144
 Log-verosimiglianza = -484,414
 Criterio di informazione di Akaike (AIC) = 1018,83
 Criterio bayesiano di Schwarz (BIC) = 1105,84
 Criterio di Hannan-Quinn (HQC) = 1053,89

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 8 (CS_3)

TABELLA 6

Modello 15: Stime OLS usando le 240 osservazioni 1989:01-2008:12
 Variabile dipendente: FFR
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HCO

VARIABILE	COEFFICIENTE	ERRORE STD	STAT T	P-VALUE
const	-2,86270	0,387905	-7,380	<0,00001 ***
SP500_1	0,00516660	0,0152768	0,338	0,73558
SP500_2	0,00231411	0,0213262	0,109	0,91370
SP500_3	-0,000192822	0,0207870	-0,009	0,99261
SP500_4	-0,0219616	0,0201193	-1,092	0,27640
SP500_5	0,0151379	0,0211439	0,716	0,47490
SP500_6	0,00751156	0,0215598	0,348	0,72792
SP500_7	-0,00690909	0,0194459	-0,355	0,72276
SP500_8	-0,00890339	0,0204822	-0,435	0,66428
SP500_9	-0,00271593	0,0205861	-0,132	0,89518
SP500_10	-0,000472440	0,0205606	-0,023	0,98169
SP500_11	0,00708255	0,0219181	0,323	0,74695
SP500_12	0,00517325	0,0161764	0,320	0,74947
CS_1	-0,311261	0,369666	-0,842	0,40084
CS_2	0,441249	0,766102	0,576	0,56532
CS_3	-0,101003	0,821166	-0,123	0,90224
CS_4	0,0539120	0,852177	0,063	0,94962
CS_5	-0,0991627	0,888679	-0,112	0,91127
CS_6	0,0928801	0,906949	0,102	0,91854
CS_7	-0,140984	0,952874	-0,148	0,88253
CS_8	0,273201	0,958242	0,285	0,77587
CS_9	0,149141	0,873449	0,171	0,86460
CS_10	-0,350781	0,868276	-0,404	0,68667
CS_11	-0,720606	0,815204	-0,884	0,37783
CS_12	0,762398	0,373083	2,044	0,04238 **
CPI_1	0,692552	0,442340	1,566	0,11908
CPI_2	-0,100333	0,835195	-0,120	0,90451
CPI_3	0,194158	0,874411	0,222	0,82452
CPI_4	0,0405119	0,891263	0,045	0,96379
CPI_5	-0,281474	0,925886	-0,304	0,76145

CPI_6	0,247365	0,951052	0,260	0,79507
CPI_7	0,116256	1,02331	0,114	0,90967
CPI_8	0,135465	1,04275	0,130	0,89677
CPI_9	0,168402	0,976160	0,173	0,86322
CPI_10	-0,108379	0,966368	-0,112	0,91082
CPI_11	-1,19785	0,888004	-1,349	0,17896
CPI_12	1,88533	0,420564	4,483	0,00001 ***
IPI_1	0,317524	0,126187	2,516	0,01268 **
IPI_2	0,175542	0,174025	1,009	0,31439
IPI_3	-0,168218	0,158219	-1,063	0,28903
IPI_4	-0,112406	0,170619	-0,659	0,51081
IPI_5	0,0418588	0,160354	0,261	0,79434
IPI_6	0,0553909	0,162976	0,340	0,73433
IPI_7	0,0882210	0,164322	0,537	0,59198
IPI_8	-0,00216188	0,174834	-0,012	0,99015
IPI_9	-0,140848	0,165686	-0,850	0,39634
IPI_10	-0,0990790	0,172552	-0,574	0,56651
IPI_11	0,0647245	0,159434	0,406	0,68522
IPI_12	0,434711	0,110149	3,947	0,00011 ***

Media della variabile dipendente = 4,50292

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,13528

Somma dei quadrati dei residui = 303,749

Errore standard dei residui = 1,26108

R-quadro = 0,721254

R-quadro corretto = 0,651203

Statistica F (48, 191) = 14,6214 (p-value < 0,00001)

Statistica Durbin-Watson = 0,23703

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,881472

Log-verosimiglianza = -368,813

Criterio di informazione di Akaike (AIC) = 835,626

Criterio bayesiano di Schwarz (BIC) = 1006,18

Criterio di Hannan-Quinn (HQC) = 904,346

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 20 (SP500_3)

TABELLA 7

Modello 17: Stime OLS usando le 181 osservazioni 1989:01-2004:01

Variabile dipendente: FFR

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

VARIABILE	COEFFICIENTE	ERRORE STD	STAT T	P-VALUE
const	4,31069	0,129635	33,252	<0,00001 ***
SP500_1	0,0115733	0,0217565	0,532	0,59552
SP500_2	0,0169197	0,0319845	0,529	0,59756
SP500_3	0,00885729	0,0345132	0,257	0,79780

SP500_4	0,0147423	0,0343316	0,429	0,66822
SP500_5	0,0180924	0,0326647	0,554	0,58045
SP500_6	0,0215364	0,0317274	0,679	0,49827
SP500_7	0,00559480	0,0290901	0,192	0,84774
SP500_8	0,000648557	0,0257809	0,025	0,97996
SP500_9	-0,0192094	0,0277344	-0,693	0,48958
SP500_10	8,64423E-05	0,0275436	0,003	0,99750
SP500_11	-0,0129483	0,0305179	-0,424	0,67194
SP500_12	0,0255698	0,0248239	1,030	0,30458
CS_1	-1,08816	0,362631	-3,001	0,00314 ***
CS_2	0,751807	0,724155	1,038	0,30079
CS_3	-0,0636133	0,827573	-0,077	0,93883
CS_4	0,423443	0,814004	0,520	0,60366
CS_5	-0,0254381	0,757296	-0,034	0,97325
CS_6	-0,144081	0,716395	-0,201	0,84087
CS_7	0,202119	0,689204	0,293	0,76971
CS_8	-0,0131876	0,692059	-0,019	0,98482
CS_9	-0,417095	0,721405	-0,578	0,56398
CS_10	0,202155	0,735608	0,275	0,78382
CS_11	-0,739513	0,706368	-1,047	0,29675
CS_12	0,936238	0,380961	2,458	0,01508 **

Media della variabile dipendente = 4,88409

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,14753

Somma dei quadrati dei residui = 430,008

Errore standard dei residui = 1,66026

R-quadro = 0,482006

R-quadro corretto = 0,402315

Statistica F (24, 156) = 19,6404 (p-value < 0,00001)

Statistica Durbin-Watson = 0,130932

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,929991

Log-verosimiglianza = -335,138

Criterio di informazione di Akaike (AIC) = 720,276

Criterio bayesiano di Schwarz (BIC) = 800,239

Criterio di Hannan-Quinn (HQC) = 752,695

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 27 (SP500_10)

TABELLA 8

Modello 16: Stime OLS usando le 181 osservazioni 1989:01-2004:01

Variabile dipendente: FFR

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

VARIABILE	COEFFICIENTE	ERRORE STD	STAT T	P-VALUE
const	-3,05466	0,329930	-9,258	<0,00001 ***
SP500_1	-0,00314333	0,0106788	-0,294	0,76895

SP500_2	0,0134340	0,0146382	0,918	0,36043
SP500_3	0,00153515	0,0154309	0,099	0,92090
SP500_4	-0,0105193	0,0158827	-0,662	0,50892
SP500_5	0,0115472	0,0151601	0,762	0,44761
SP500_6	0,0174792	0,0132181	1,322	0,18833
SP500_7	-0,00642150	0,0123098	-0,522	0,60278
SP500_8	-0,00677457	0,0117851	-0,575	0,56638
SP500_9	0,00552472	0,0114050	0,484	0,62890
SP500_10	0,00165571	0,0122523	0,135	0,89271
SP500_11	-0,00629120	0,0135887	-0,463	0,64415
SP500_12	0,00508835	0,0105143	0,484	0,62923
CS_1	-0,454360	0,318190	-1,428	0,15567
CS_2	0,709473	0,641134	1,107	0,27048
CS_3	0,0617438	0,685968	0,090	0,92842
CS_4	-0,773822	0,748801	-1,033	0,30330
CS_5	0,536817	0,762896	0,704	0,48289
CS_6	0,543705	0,774523	0,702	0,48392
CS_7	-0,745834	0,868250	-0,859	0,39189
CS_8	-0,204832	0,859440	-0,238	0,81199
CS_9	1,03402	0,787214	1,314	0,19129
CS_10	-0,591010	0,769688	-0,768	0,44394
CS_11	-0,966133	0,712704	-1,356	0,17755
CS_12	0,995480	0,321257	3,099	0,00238 ***
CPI_1	0,419925	0,388653	1,080	0,28191
CPI_2	0,543045	0,700149	0,776	0,43936
CPI_3	0,566416	0,790097	0,717	0,47471
CPI_4	-1,16886	0,842264	-1,388	0,16755
CPI_5	0,569278	0,776533	0,733	0,46480
CPI_6	0,692689	0,779262	0,889	0,37567
CPI_7	-0,349007	0,873840	-0,399	0,69025
CPI_8	-0,191039	0,815453	-0,234	0,81514
CPI_9	0,927517	0,757347	1,225	0,22287
CPI_10	-0,533000	0,765763	-0,696	0,48763
CPI_11	-1,42220	0,739767	-1,923	0,05670 *
CPI_12	1,88451	0,366114	5,147	<0,00001 ***
IPI_1	0,375494	0,0896847	4,187	0,00005 ***
IPI_2	0,0620067	0,121344	0,511	0,61020
IPI_3	-0,0848917	0,119434	-0,711	0,47847
IPI_4	-0,0783986	0,117820	-0,665	0,50695
IPI_5	0,0300159	0,114642	0,262	0,79387
IPI_6	0,0171717	0,139185	0,123	0,90200
IPI_7	0,0858905	0,133446	0,644	0,52093
IPI_8	0,0413067	0,138068	0,299	0,76528
IPI_9	-0,152979	0,145285	-1,053	0,29428
IPI_10	-0,0985579	0,143559	-0,687	0,49358
IPI_11	-0,00601846	0,125769	-0,048	0,96191
IPI_12	0,381330	0,0899717	4,238	0,00004 ***

Media della variabile dipendente = 4,88409

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,14753

Somma dei quadrati dei residui = 99,202
Errore standard dei residui = 0,866909
R-quadro = 0,8805
R-quadro corretto = 0,837045
Statistica F (48, 132) = 53,8641 (p-value < 0,00001)
Statistica Durbin-Watson = 0,367431
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,844007
Log-verosimiglianza = -202,407
Criterio di informazione di Akaike (AIC) = 502,814
Criterio bayesiano di Schwarz (BIC) = 659,54
Criterio di Hannan-Quinn (HQC) = 566,354

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 64 (IPI_11)

Bibliografia

Di fonzo T., Lisi F., “Serie storiche e economiche. Analisi statistiche e applicazioni” (2005), Corraci Editore

Mankiw G., “Macroeconomia” (2004), Zanichelli Editore

M.Veerbek, 2006, “Econometria”, Zanichelli editore

Jhon B. Taylor. “The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong”, November 2008

Sono stati inoltre visitati i seguenti siti:

www.wikipedia.org

www.econ.yale.edu