Università
Ca'Foscari
Venezia

Corso di Laurea magistrale in Economia degli scambi internazionali

Tesi di Laurea

Ca' Foscari
Dorsoduro 3246
30123 Venezia

Interpretazione moderna della curva di Phillips

Relatore
Prof.ssa Marcella Lucchetta

Laureanda
Sonia Pattarello
Matricola 816393

Anno Accademico
2011 / 2012

INDICE

INTRODUZIONE……pg 5

CAP. 1. EVOLUZIONE DELLA CURVA DI PHILLIPS .....pg 7

1.1 La prima formulazione della curva di Phillips……pg 7
1.2 L'introduzione delle aspettative adattive……pg 11
1.2.1 La curva di Phillips corretta per le aspettative .....pg 11
1.2.2 Il tasso naturale di disoccupazione .....pg 13
1.3 La critica di Lucas e le aspettative razionali……pg 15
1.4 Le rigidità nominali ……pg 16
1.5 Conclusioni ……pg 16

CAP. 2. VERIFICA DELLA COERENZA DELLA CURVA DI PHILLIPS CON I DATI EMPIRICI……pg 17

2.1 Analisi delle serie……pg 17
2.2 Prima specificazione del modello……pg 26
2.3 Nuova specificazione del modello……pg 35
2.4 Test per la presenza di break strutturali……pg 40
2.4.1 Intervallo temporale 01:1948 – 01:1975 ……pg 41
2.4.2 Intervallo temporale 02:1975 – 01:1988 ……pg 45
2.4.3 Intervallo temporale 01:1988 – 04:2012 ……pg 50
2.4.4 Previsione ……pg 55
2.5 Conclusioni……pg 58

CAP. 3. MODELLO ALTERNATIVO PER IL TASSO DI INFLAZIONE……pg 62

3.1 Analisi delle serie ……pg 62
3.2 Prima specificazione del modello ……pg 71
3.3 Seconda specificazione del modello ……pg 76
3.4 Modifica dell'intervallo temporale ……pg 81

3.4.1 Primo modello .....pg 82
3.4.2 Secondo modello .....pg 87
3.5 Conclusioni .....pg 94

CAP. 4. MODELLO PER IL TASSO DI DISOCCUPAZIONE.....pg 96

4.1 Analisi delle serie .....pg 96
4.2 Prima specificazione del modello .....pg 107
4.3 Seconda specificazione del modello .....pg 113
4.4 Test per la presenza di break strutturali .....pg 123
4.4.1 Intervallo temporale 1982:02 – 1989:01 .....pg 123
4.4.2 Intervallo temporale 1989:03 – 1998:01 .....pg 128
4.4.3 Intervallo temporale 2002:02 – 2007:09 .....pg 132
4.5 Conclusioni .....pg 137

CONCLUSIONI .....pg 139

BIBLIOGRAFIA .....pg 141

Introduzione

Fin dalla sua prima formulazione la curva di Phillips è stata ampiamente dibattuta nell'ambito della teoria macroeconomica moderna. Nel corso del tempo è stata oggetto di critiche ed evoluzioni nell'obiettivo di renderla coerente con quanto effettivamente veniva rilevato nella realtà economica. La sua importanza è strettamente connessa al dibattito relativo al ruolo delle politiche monetarie e al fatto se esse possano o meno influenzare il livello della produzione aggregata nel breve periodo (dato che invece nel lungo ne è ampiamente riconosciuta la neutralità). Infatti, nel momento in cui si suppone l'esistenza di una relazione tra inflazione e disoccupazione, si presuppone anche una relazione tra inflazione e livello di produzione aggregata e, di conseguenza, si conferma l'assunzione che le politiche monetarie possano influenzare l'economia reale anche nel breve periodo. Questo argomento costituisce uno dei pilastri della teoria keynesiana e, come vedremo, non è stato esente da critiche.

Il presente lavoro si pone nella prospettiva di approfondire ulteriormente il tema, andando a verificare ancora una volta la rispondenza della teoria ai dati empirici.

L'idea di tale approfondimento nasce dalla volontà di sviluppare quanto appreso durante il percorso accademico, soprattutto per quanto riguarda gli studi di Macroeconomia ed Econometria. In particolare, già nell'ambito del corso di Economia ed econometria della finanza internazionale ho avuto occasione di testare dal punto di vista econometrico la curva di Phillips. Di qui, l'intenzione di esaminare in modo più approfondito la questione, offrendo pertanto il mio contributo personale.

L'elaborato sarà introdotto da un breve excursus storico sul dibattito che ha riguardato la curva di Phillips, passando in rassegna i più importanti contributi delle varie scuole di pensiero che nel tempo hanno apportato successive modifiche e integrazioni alla struttura della relazione in esame (capitolo 1). La parte centrale del lavoro può essere suddivisa in tre parti logiche. Nella prima parte, ricorrendo al modello econometrico di regressione lineare e al metodo di stima dei minimi quadrati ordinari, andremo a testare la validità della curva di Phillips (nella versione accelerata o corretta per le aspettative) per il mercato degli Stati Uniti (capitolo 2). Nella seconda parte, attraverso i medesimi strumenti, svilupperemo un modello per il tasso di inflazione corrente introducendo nuove variabili macroeconomiche quali il prezzo delle case nel mercato immobiliare statunitense e l'indice S&P500. In questo modo potremo testare un modello alternativo e verificare se e come esso riesce a spiegare l'andamento del tasso di inflazione (capitolo 3). Infine, nella terza parte, invertiremo la relazione tasso di inflazione – tasso di disoccupazione, andando ad elaborare un modello che sia in grado di spiegare l'andamento del tasso di disoccupazione corrente, tanto caro ai dibattiti di politica economica odierni. All'interno del modello verranno prese in considerazione le variabili del GDP (reale), del tasso di inflazione, dell'andamento della popolazione, del credito concesso dalle banche (capitolo 4). Alla fine, verranno riportati i risultati più significativi dell'elaborato, sulla base dei quali potremo addurre le nostre conclusioni.

L'idea di fondo su cui ci vogliamo soffermare è che la realtà economica non è un'entità statica, caratterizzata da relazioni sempre stabili nel tempo. Essa è dominata da continua mutevolezza, sviluppo e progresso, che fanno sì che ciò che sembrava essere vero in un certo periodo non lo sia più nel periodo immediatamente successivo a causa dell'instaurarsi di novità, invenzioni ed

innovazioni (o semplicemente per il fatto di aver commesso degli errori nello sviluppo della teoria in esame). Il compito degli studiosi è quindi quello di monitorare costantemente la realtà, verificare la teoria, individuare nuove relazioni o confermare quelle già esistenti. Tale aspetto emergerà nel corso del nostro approfondimento: questo ragionamento, come vedremo, sembra valere in modo particolare (ma non solo, evidentemente) per la curva di Phillips.

Capitolo 1

L'EVOLUZIONE DELLA CURVA DI PHILLIPS

Nel 1958 A.W. Phillips mise per la prima volta in evidenza l'esistenza di una relazione statistica inversa tra inflazione (misurata sui salari) e disoccupazione nel Regno Unito tra il 1861 e il 1957, relazione che venne successivamente confermata anche da Paul Samuelson e Robert Solow per il mercato americano.

La curva assunse ben presto un significato rilevante nell'ambito della discussione di politica economica internazionale in quanto essa poteva costituire un utile strumento per combattere inflazione o disoccupazione. I policy maker, infatti, adottando politiche fiscali e/o monetarie adeguate avrebbero potuto scegliere un punto lungo tale curva, che Samuelson e Solow battezzarono *curva di Phillips,* sul quale posizionare l'economia nazionale, e tale punto sarebbe stato caratterizzato da un determinato tasso di inflazione e da un determinato tasso di disoccupazione. E se l'obiettivo fosse stato quello di combattere un'elevata inflazione, esso poteva essere perseguito a discapito dell'occupazione, ovverosia sopportando un maggior tasso di disoccupazione, e, viceversa, nel caso l'obiettivo fosse stato una diminuzione del tasso di disoccupazione.

Tuttavia, negli anni Settanta questo trade-off sembrò perdere validità: si registrarono contemporaneamente alta inflazione e alta disoccupazione in gran parte dei paesi OCSE, fenomeno che fu denominato *stagflazione* e che non era previsto dalle teorie economiche di allora. A partire da questa constatazione si arrivò a teorizzare una nuova relazione, ossia quella tra tasso di disoccupazione e variazione del tasso di inflazione.

In questo capitolo, quindi, avremo modo di osservare l'evoluzione e i successivi apporti di ciascun autore alla formulazione della curva di Phillips[1].

1.1 La prima formulazione della curva di Phillips

Dall'analisi dei dati che Phillips aveva condotto per il mercato del Regno Unito e da quella effettuata da Samuelson e Solow per il mercato americano emergeva un trade-off tra inflazione e disoccupazione. Nella Figura 1.1. abbiamo riportato le combinazioni di tasso di inflazione (utilizzando l'indice dei prezzi al consumo) e tasso di disoccupazione negli Stati Uniti dal 1948 al 1969 (dati mensili). Come possiamo osservare, i punti si assestano lungo una retta avente inclinazione negativa. Tale relazione inversa è confermata anche dalla Figura 1.2. Dal 1960 al 1970 il tasso di disoccupazione è diminuito dal 7,1% (maggio 1961) al 3,4% (da settembre 1968 a maggio 1969). Il tasso di inflazione, invece, è tendenzialmente aumentato. Sulla base dei dati empirici del periodo, pertanto, questa relazione appariva fondata.

Nella formulazione iniziale la curva di Phillips è stata espressa nei termini seguenti:

[1] Per maggiori approfondimenti sull'argomento della curva di Phillips e sul quadro teorico nell'ambito del quale essa si inserisce si veda O.J.Blanchard, *Scoprire la Macroeconomia: quello che non si può sapere*, Il Mulino Bologna, 2011.

$$\pi_t = (\mu + z) - \alpha u_t \qquad 1.1$$

dove μ rappresenta il markup applicato dalle imprese, z un insieme di variabili che influenzano la determinazione dei salari, α esprime la forza dell'effetto della disoccupazione sul salario, u_t il tasso di disoccupazione al tempo t.

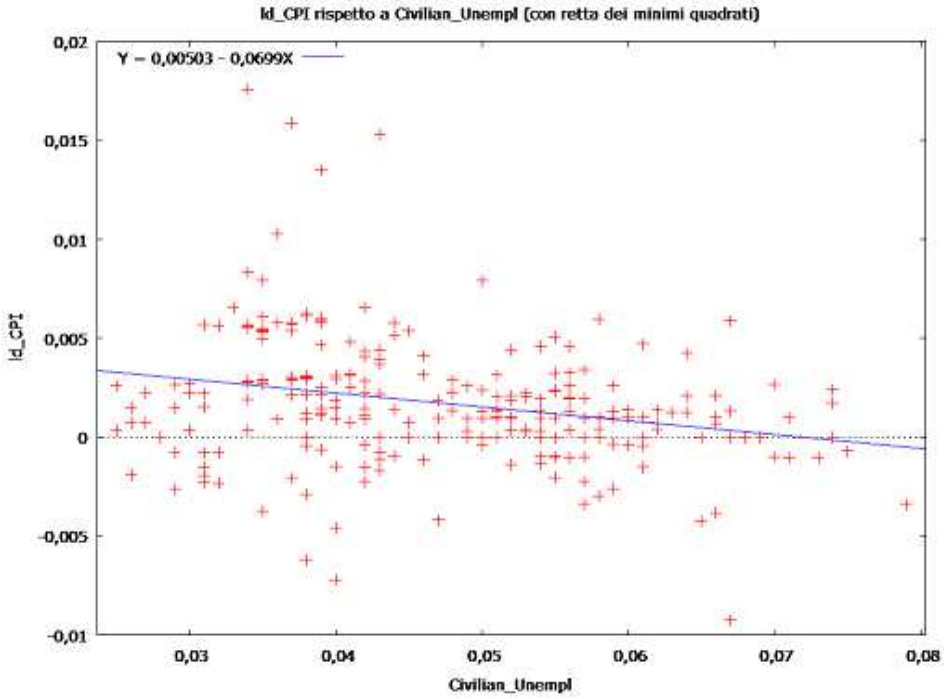


Figura 1.1. Inflazione e disoccupazione negli Stati Uniti dal 1948 al 1960.

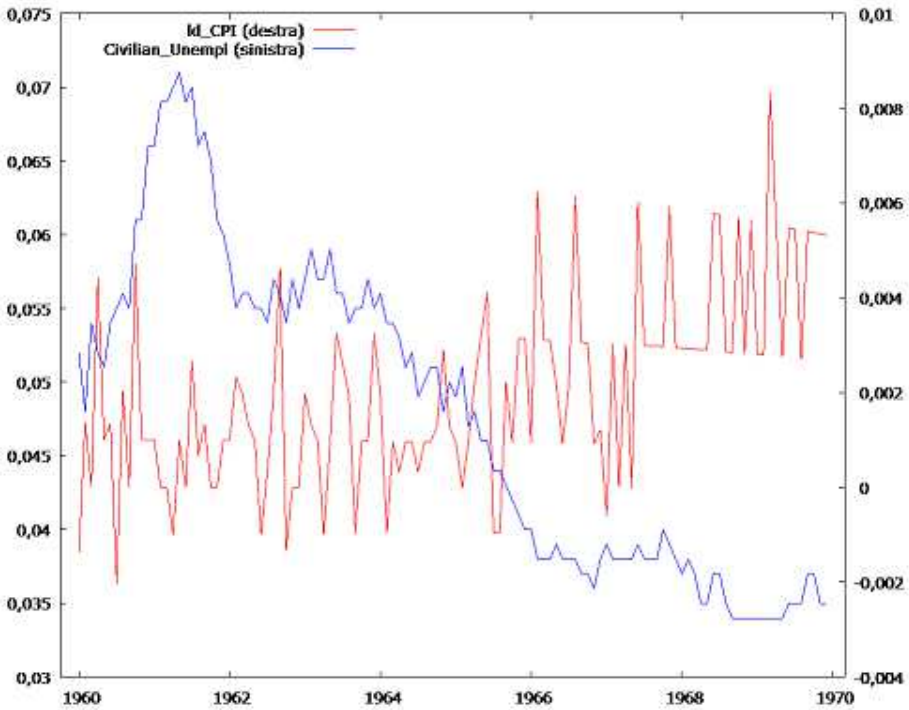


Figura 1.2. Andamento di tasso di inflazione e tasso di disoccupazione a confronto (anni Sessanta).

Cerchiamo, brevemente, di capire come si sia arrivati a questa formula.

La curva di Phillips può essere interpretata come un modo alternativo per scrivere la curva di offerta aggregata nel modello di equilibrio di breve e medio periodo, il modello AS – AD (*Aggregate Supply – Aggregate Demand)*. In tale modello rientrano le condizioni di equilibrio del mercato dei beni, dei mercati finanziari e del mercato del lavoro.

L'equazione di offerta aggregata ci dice come varia il livello dei prezzi a fronte di variazioni della produzione. Essa deriva dall'equilibrio sul mercato del lavoro, individuato dall'intersezione tra la curva dei salari e la curva dei prezzi. In particolare, affinché vi sia equilibrio nel mercato del lavoro il salario risultante dalla determinazione dei salari deve essere uguale al salario derivante dalla determinazione dei prezzi.

L'equazione per la determinazione dei salari è:

$$W = P^e F(u, z) \qquad 1.2$$

dove P^e è il livello atteso dei prezzi (ai lavoratori, infatti, interessa il salario reale, ossia i beni che riescono ad acquistare con il salario percepito), u il tasso di disoccupazione, che sta in una relazione inversa rispetto ai salari (un maggior tasso di disoccupazione indebolisce la forza contrattuale dei lavoratori che sono quindi costretti ad accettare salari più bassi) e z, variabile che esprime un insieme di fattori che influenzano la determinazione dei salari, come sussidi di disoccupazione, salario minimo o protezione dei lavoratori (che è supposta essere in relazione positiva con il salario).

L'equazione per la determinazione dei prezzi è:

$$P = (1 + \mu)W \qquad 1.3$$

dove μ è il markup, il ricarico applicato dalle imprese, che sarà tanto maggiore quanto più il mercato di riferimento si allontana dalla condizione di concorrenza perfetta.

Sostituendo la 1.2 nella 1.3 otteniamo la curva di offerta aggregata, la curva AS:

$$P_t = P_t^e (1 + \mu) F(u_t, z) \qquad 1.4$$

Assumendo una forma specifica per la funzione $F(u, z)$, del tipo:

$$F(u, z) = e^{-\alpha u + z} \qquad 1.5$$

la 1.4 diventa:

$$P_t = P_t^e (1 + \mu) e^{-\alpha u + z} \qquad 1.6$$

Applichiamo il logaritmo ad ambo i membri:

$$lnP_t = lnP_t^e + ln(1 + \mu) - \alpha u_t + z$$

Sottraiamo lnP_{t-1} ad ambo i membri:

$$lnP_t - lnP_{t-1} = lnP_t^e - lnP_{t-1} + ln(1 + \mu) - \alpha u_t + z$$

Poiché $\pi_t = lnP_t - lnP_{t-1}$ e $\pi_t^e = lnP_t^e - lnP_{t-1}$ allora:

$$\pi_t = \pi_t^e + (\mu + z) - \alpha u_t \qquad 1.7$$

Dalla 1.7 possiamo individuare le seguenti relazioni:

1. $\pi^e \uparrow \rightarrow \pi \uparrow$ 2. $\mu \uparrow o\ z \uparrow \rightarrow \pi \uparrow$ 3. $u \uparrow \rightarrow \pi \downarrow$

Notiamo che la 1.7 rispetto alla 1.1 contiene il tasso di inflazione attesa, π^e. Pertanto, il tasso di inflazione attesa non rientrava nella formulazione iniziale della curva di Phillips. Sulla base dei dati rilevati nel periodo in esame, tale assunzione risultava fondata. Come possiamo osservare dalla Figura 1.3, escludendo tre ampie oscillazioni intervenute ad aprile 1948 (in cui $\pi = 1{,}35\%$), novembre 1948 (in cui $\pi = -0{,}92\%$) e marzo 1951 (in cui $\pi = 1{,}76\%$), il tasso di inflazione nel periodo preso in considerazione negli studi di Phillips, Samuelson e Solow (quindi fino al 1957 circa) si assestava in media intorno allo zero. Sulla base di un'inflazione nulla in passato è ragionevole aspettarsi un'inflazione nulla anche in futuro e pertanto l'inflazione attesa sarà pari a zero. Quindi, la relazione individuata dai tre economisti risultava coerente con i dati empirici di allora.

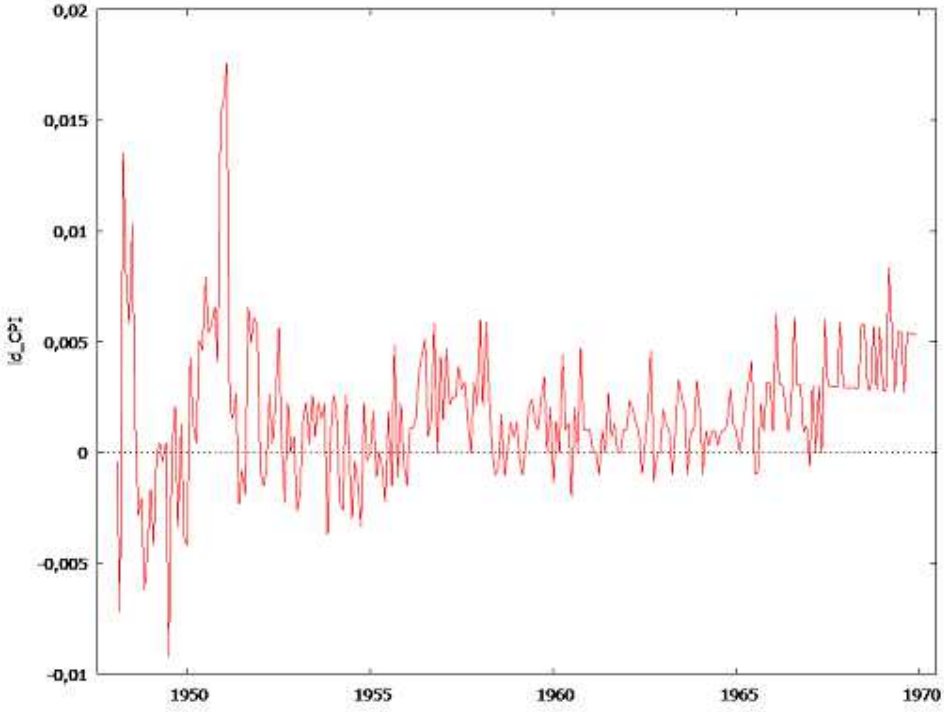


Figura 1.3. Andamento del tasso di inflazione dal 1948 al 1969

La curva di Phillips nella sua prima formulazione porta ad implicazioni molto importanti: dati i prezzi attesi, una minor disoccupazione comporta un aumento dei salari nominali; maggiori salari implicano maggiori costi sostenuti dalle imprese, le quali, per mantenere invariato il loro profitto, aumentano a loro volta i prezzi di prodotti e servizi. A fronte di questi aumenti, i lavoratori richiedono nuovi aumenti salariali per far fronte al maggiore costo della vita, annullando così i benefici dell'iniziale aumento di salario. In questo modo le imprese si vedono obbligate a fissare nuovamente i prezzi al rialzo, generando quindi inflazione. Sinteticamente:

$$u_t \downarrow \rightarrow \; W_t \uparrow \rightarrow \; P_t \uparrow \rightarrow \; \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \; \rightarrow \; \pi_t \uparrow$$

Questo meccanismo inflazionistico è noto come *spirale prezzi-salari.*

1.2 L'introduzione delle aspettative adattive

1.2.1. *La curva di Phillips corretta per le aspettative*

Dal 1970 la relazione tra tasso di inflazione e tasso di disoccupazione è venuta meno. Questo risulta chiaramente dalla Figura 1.3. Essa rappresenta le combinazioni di tasso di inflazione e tasso di disoccupazione negli Stati Uniti dal 1970 al 2000. Come possiamo notare, non emerge alcuna relazione negativa evidente. I punti, infatti, assumono la forma di una nebulosa.

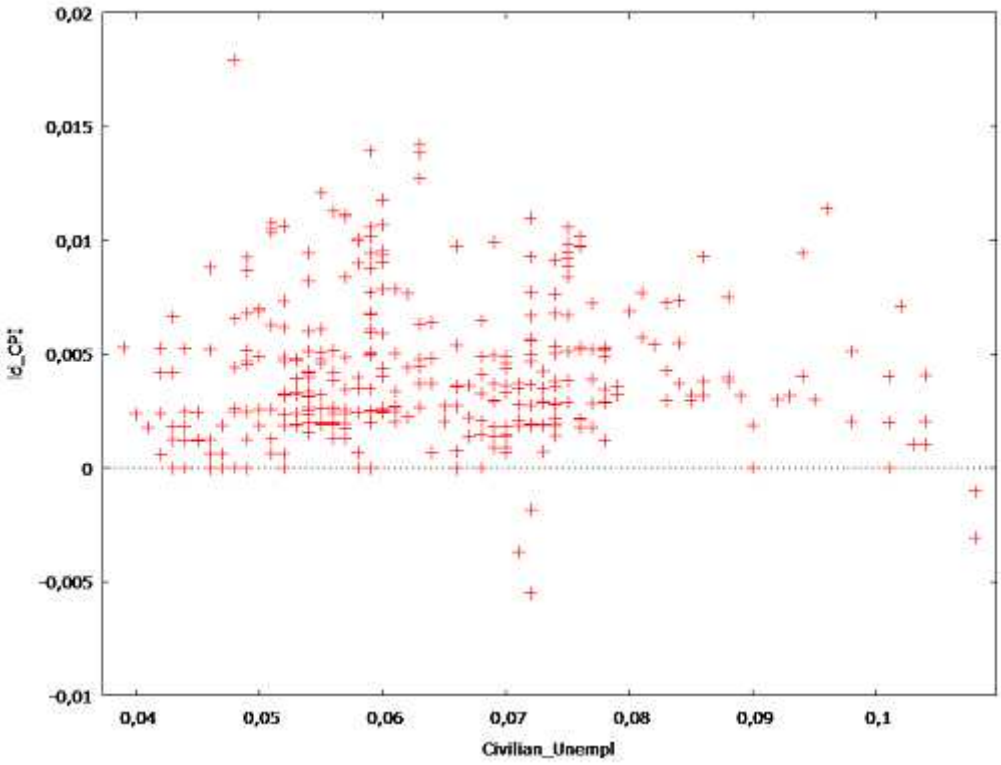


Figura 1.3. Inflazione e disoccupazione negli Stati Uniti dal 1970 al 2000.

Le cause della scomparsa della curva di Phillips sono state identificate in due fattori in particolare.

1. Nel corso degli anni Settanta gli Stati Uniti sperimentarono un periodo di forte inflazione. Essa fu la diretta conseguenza dell'aumento del prezzo del petrolio avvenuta in seguito alla costituzione del cartello dell'OPEC. Quest'ultimo, infatti, ridusse l'offerta del fattore produttivo, portando così il suo prezzo alle stelle. Ciò determinò un aumento dei costi di produzione nei processi produttivi di molte merci, che costrinse le imprese a rivederne al rialzo i relativi prezzi. All'interno della 1.7. questo si riflette in un aumento del markup, μ, a parità di tasso di disoccupazione. Quindi, dato il tasso di disoccupazione, il tasso di inflazione era aumentato notevolmente.

2. Seconda ed ancor più importante spiegazione risiede nel fatto che i lavoratori modificarono il modo di formare le aspettative a causa di un cambiamento nel processo di inflazione. Invece di fluttuare attorno allo zero, come accadeva precedentemente, a partire dagli anni Sessanta l'inflazione diventò costantemente positiva e più persistente (vedi Figura 1.4). Dunque, le aspettative iniziarono a incorporare la presenza dell'inflazione.

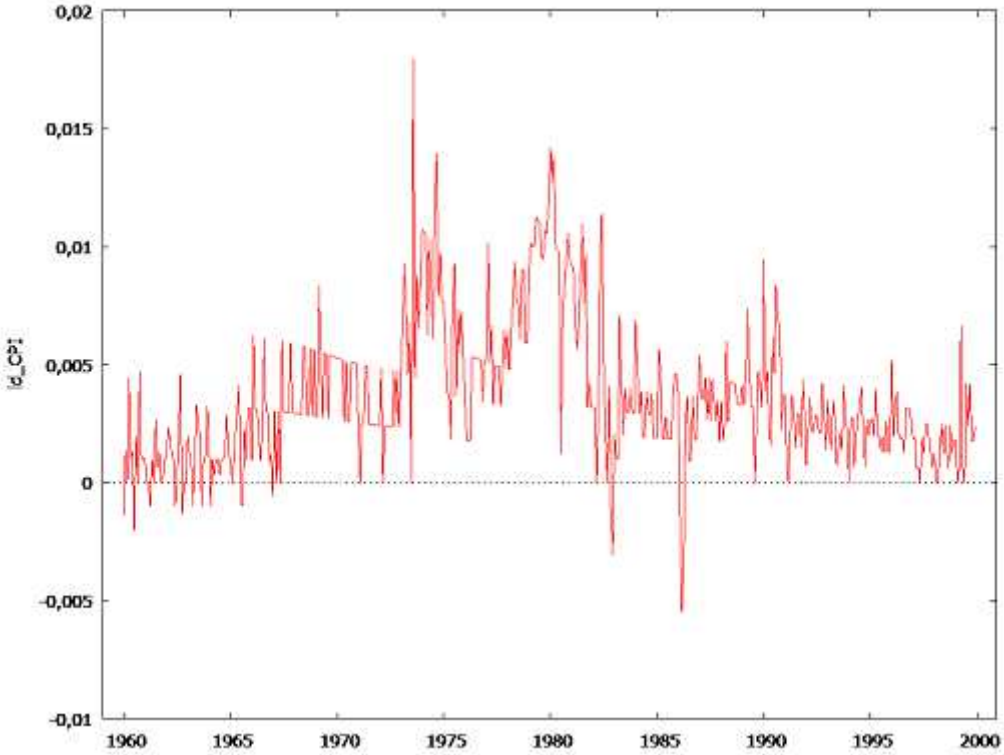


Figura 1.4. Tasso di inflazione negli Stati Uniti dal 1960.

Questo aspetto fu il centro focale della critica mossa dai Monetaristi, in particolare da Milton Friedman, alla curva di Phillips così com'era stata pensata nella sua versione originaria. Quest'ultima doveva essere modificata includendo le aspettative. Secondo Friedman le aspettative sono di tipo "adattivo". Ciò sta a significare che gli agenti formano le proprie aspettative sul valore futuro di una variabile osservando il suo valore passato, e tali aspettative vengono di volta in volta modificate sulla base dell'errore di previsione riscontrato nel periodo precedente. Applicando questo concetto al tasso di inflazione attesa, possiamo scrivere:

$$\pi_t^e = \pi_{t-1} + \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) \quad con\ 0 < \gamma < 1$$

Cerchiamo di capire come si sia arrivati a questa conclusione. Supponiamo che le aspettative si formino in base alla relazione:

$$\pi_t^e = \theta\pi_{t-1} \qquad 1.8$$

dove, appunto, il parametro θ esprime l'influenza del valore passato del tasso di inflazione nella formazione delle aspettative sul suo valore futuro.

L'equazione 1.7 diventa:

$$\pi_t = \theta\pi_{t-1} + (\mu + z) + \alpha u_t$$

È plausibile interpretare la variazione del parametro θ come il riflesso della variazione del modo in cui gli individui hanno cambiato il modo di formare le aspettative.

- Fino agli anni Sessanta, periodo in cui l'inflazione oscillava intorno a zero, è ragionevole supporre che i lavoratori non prestassero attenzione all'inflazione passata. Così, la curva di Phillips nella sua formulazione originaria rientra come un caso particolare della nuova curva di Phillips che incorpora le aspettative, ossia il caso in cui $\pi_t^e = 0$.
- A partire dagli anni Settanta, quando l'inflazione è diventata tendenzialmente positiva, gli individui hanno iniziato ad assumere che vi sarebbe stata inflazione positiva anche nel periodo futuro. Quindi il valore del parametro θ ha iniziato a crescere fino al punto in cui $\theta = 1$, ossia le persone assumevano che il tasso di inflazione corrente sarebbe stato uguale a quello passato. In quest'ipotesi la curva diventa:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = (\mu + z) - \alpha u_t \qquad 1.9$$

Come possiamo osservare, sulla base di queste assunzioni il tasso di disoccupazione non influenza il tasso di inflazione, ma piuttosto la *variazione* del tasso di inflazione: disoccupazione elevata comporta inflazione decrescente, disoccupazione bassa comporta inflazione crescente.

Questa nuova formulazione della curva di Phillips è stata chiamata *curva di Phillips modificata* o *curva di Phillips corretta per le aspettative* o *curva di Phillips accelerata*.

1.2.2. *Il tasso naturale di disoccupazione*

Altro aspetto innovativo della critica di Friedman è indubbiamente la nozione di *tasso naturale di disoccupazione*. Già nel periodo in cui la curva di Phillips nella formulazione originaria risultava coerente con i dati empirici, l'economista statunitense prevedeva la sua scomparsa. In particolare, egli, contemporaneamente ad un altro economista, Edmund Phelps, confutava l'esistenza di un trade-off permanente tra inflazione e disoccupazione; tale trade-off poteva essere solo temporaneo, e derivava, appunto, da un tasso di inflazione crescente. In aggiunta sostenevano che, nel momento in cui le autorità avessero cercato di sfruttare la relazione, quest'ultima sarebbe scomparsa e il tasso di disoccupazione non sarebbe sceso al di sotto di una certa soglia, ossia proprio il tasso naturale di disoccupazione.

Il tasso naturale di disoccupazione è definito come il tasso di disoccupazione in corrispondenza del quale il livello effettivo dei prezzi è uguale al livello atteso dei prezzi. In quest'ipotesi la curva di Phillips scompare e il tasso naturale di disoccupazione risulta compatibile con qualsiasi tasso di inflazione, purché correttamente previsto. Livello atteso dei prezzi uguale al livello effettivo dei prezzi implica tasso di inflazione attesa uguale al tasso di inflazione effettiva.

Imponendo questa condizione nella 1.7 e risolvendo per u_n otteniamo:

$$u_n = \frac{\mu + z}{\alpha} \qquad 1.10$$

Riformulando la 1.7 come:

$$\pi_t - \pi_t^e = -\alpha\left(u_t - \frac{\mu + z}{\alpha}\right)$$

e sostituendo u_n otteniamo:

$$\pi_t - \pi_t^e = -\alpha(u_t - u_n) \qquad 1.11$$

Anticipiamo che, ai fini della nostra analisi, nel prossimo capitolo ci preoccuperemo di verificare l'attendibilità dal punto di vista empirico di questa specifica equazione.

Se vale l'assunzione $\pi_t^e = \pi_{t-1}$, allora:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\alpha(u_t - u_n) \qquad 1.12$$

Come possiamo vedere, questa curva mette in relazione tasso di disoccupazione corrente, tasso di disoccupazione naturale e variazione del tasso di inflazione. In questo modo, la variazione del tasso di inflazione dipende dalla deviazione del tasso di disoccupazione corrente dal suo tasso naturale.

Pertanto, una relazione inversa c'è, ma esiste tra variazione del tasso di inflazione e differenza tra tasso di disoccupazione corrente e tasso di disoccupazione naturale.

Per quanto riguarda il vecchio trade-off, esso viene supposto valere nel breve periodo, quando livello effettivo dei prezzi e livello atteso divergono. Se consideriamo il piano cartesiano in cui sull'asse delle ascisse indichiamo il tasso di disoccupazione e sull'asse delle ordinate il tasso di inflazione (come all'inizio), la relazione inversa tra tasso di inflazione e tasso di disoccupazione vale solo nel breve periodo, mentre nel medio periodo, la curva di Phillips si presenta verticale.

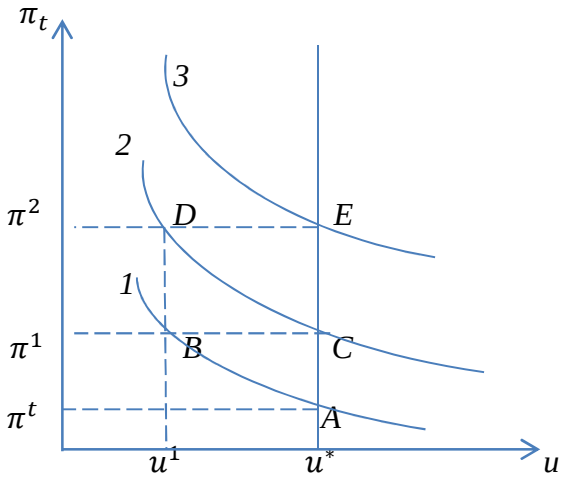


Figura 1.5. Curva di Phillips di breve e di medio periodo

Osserviamo la Figura 1.5. Supponiamo di trovarci lungo la curva 1 di breve periodo. Nel breve periodo è possibile ridurre la disoccupazione da u^* a u^1 a fronte di una aumento dell'inflazione

da π^t a π^1. L'economia si sposta dal punto A al punto B. A fronte dell'aumento dell'inflazione, gli individui iniziano ad incorporare la presenza dell'inflazione nelle loro aspettative, andando così a determinare il tasso di inflazione attesa. La presenza di quest'ultimo non determina un movimento lungo la curva bensì uno spostamento della curva verso l'alto (curva 2). Quindi l'economia si sposta nel punto C, in cui il tasso di disoccupazione è tornato al livello iniziale u^* e il tasso di disoccupazione è rimasto assestato al livello, più alto, π^1. A questo punto, se i policy maker sono intenzionati a diminuire nuovamente il tasso di disoccupazione al livello u^1, dovranno affrontare un ulteriore aumento dell'inflazione da π^1 a π^2 (punto D). Ma, allo stesso modo, gli operatori incorporeranno l'inflazione creatasi nelle loro aspettative, spostando ulteriormente la curva verso l'alto e facendo tornare il tasso di disoccupazione al livello iniziale u^*. In questo modo, pertanto, l'inflazione sarà portata ad aumentare di periodo in periodo senza però riuscire a diminuire il tasso di disoccupazione. Ecco perché secondo Friedman la curva di Phillips (originaria) di lungo periodo è verticale e in corrispondenza del tasso naturale di disoccupazione.

1.3 La critica di Lucas e le aspettative razionali

A partire dagli anni Settanta, un nuovo filone di pensiero guidato da Robert Lucas e Thomas Sargent, iniziò a prendere piede. Nonostante il ruolo delle aspettative continui ad essere messo in rilievo, in questo caso esse vengono supposte essere *razionali*.

Contrariamente a quanto avviene con le aspettative adattive, in cui il tasso di inflazione attesa è posto uguale al tasso di inflazione passato (e corretto di periodo in periodo attraverso gli errori di previsione), nel caso di aspettative razionali gli operatori formulano le proprie aspettative sulla base di tutte le informazioni a loro disposizione (quindi anche quelle relative alle politiche perseguite dal governo). Tale concetto può essere così espresso:

$$\pi_t^e = E(\pi_t|\Omega_{t-1}) = E(\pi_t)$$

In particolare, Lucas riteneva fuorviante fare delle previsioni sugli effetti di una politica economica facendo riferimento a relazioni stimate sulla base di dati storici. Egli sosteneva che, a fronte di una comunicazione da parte dei policy maker di voler intraprendere una politica monetaria volta a ridurre l'inflazione, è ragionevole pensare che gli operatori ne tengano conto e rivedano al ribasso le proprie aspettative sul tasso di inflazione futura, facendo così diminuire l'inflazione effettiva senza dover ricorrere ad una diminuzione del tasso di disoccupazione.

Chiaramente, affinché l'annuncio di una politica economica volta a ridurre l'inflazione porti a tali effetti, esso deve essere *credibile*, ossia gli operatori devono davvero credere che l'autorità manterrà l'impegno assuntosi.

Ciò non significa che ci possa essere disinflazione senza un aumento della disoccupazione, ma che, grazie alle aspettative razionali degli operatori, tale aumento potrà essere più contenuto.

In questo modo, l'approccio di Lucas e Sargent mette in dubbio anche la possibilità che le politiche monetarie possano, nel breve periodo, influenzare il livello della produzione aggregata, minando così alle basi di uno dei pilastri della teoria keynesiana.

1.4. Le rigidità nominali

In risposta alle critiche di Lucas e Sargent, gli economisti keynesiani cercarono di costruire modelli che incorporassero le aspettative razionali e che offrissero una giustificazione microeconomica all'uso delle politiche monetarie. La principale spiegazione microeconomica è basata sulla nozione di *sticky prices*, ossia il fatto di supporre che i prezzi non si aggiustino in modo istantaneo. Questo approccio è conosciuto come la nuova macroeconomia keynesiana.

Nell'ambito di questa scuola di pensiero, di rilievo è la formulazione di S.Fischer e J.Tailor risalente alla fine degli anni Settanta. Essi sostenevano l'idea delle rigidità nominali, secondo la quale nelle economie moderne prezzi e salari vengono fissati per un determinato periodo di tempo, durante il quale non possono essere aggiustati a fronte, tra le altra cose, di un cambiamento di politica economica. Quindi, anche in presenza di un annuncio credibile, per creare disinflazione si sarebbe dovuto sostenere un aumento della disoccupazione, in quanto i salari fissati prima dell'annuncio non potevano incorporare nelle aspettative il cambiamento che la politica economica avrebbe comportato.

Altro aspetto rilevante di questo approccio è l'idea dello *scaglionamento degli accordi salariali*, termine usato per indicare il fatto che i contratti non vengono conclusi tutti nello stesso momento, ma sono "scaglionati" nel tempo. Questo implica che, nonostante la credibilità dell'annuncio di voler combattere l'inflazione, l'adeguamento delle aspettative sarà più limitato di quanto sostenuto da Lucas, e pertanto sarà necessario far fronte ad una maggiore disoccupazione a parità di riduzione del tasso di inflazione.

1.5. Conclusioni

Fin dal suo primo esordio la curva di Phillips è stata oggetto di un acceso dibattito, nonché di successive evoluzioni ed integrazioni. Indubbiamente, il merito di Phillips è stato quello di pensare alla curva di offerta aggregata in termini di relazione tra inflazione e disoccupazione. Le successive formulazioni possono essere interpretate come un cambiamento nel modo in cui gli operatori formano le aspettative, dovuto a sua volta a cambiamenti nelle condizioni economiche che di volta in volta gli operatori stessi si trovano ad affrontare. Le aspettative adattive di Friedman, le aspettative razionali di Lucas, nonché la nozione di sticky prices e le rigidità nominali di Fischer, nella misura in cui apportano delle modifiche notevoli al modo in cui gli agenti formano le aspettative, influiscono notevolmente sul funzionamento della curva di Phillips e, in particolare, modificano la stima del 'sacrificio', in termini di disoccupazione, necessario ad una riduzione dell'inflazione.

Nel prossimo capitolo, focalizzeremo la nostra attenzione su una formulazione particolare della curva di Phillips, ossia la curva di Phillips corretta per le aspettative (adattive). Vedremo se e quando essa risulta convalidata dai dati empirici, e cercheremo di capire se i risultati ottenuti sono in linea con quanto analizzato in questo primo capitolo.

Capitolo 2:

VERIFICA DELLA COERENZA DELLA CURVA DI PHILLIPS CON I DATI EMPIRICI

In questo capitolo cercheremo innanzitutto di capire se la curva di Phillips viene convalidata dai dati empirici e, sulla base dei risultati ottenuti, ne analizzeremo le giustificazioni teoriche.

Per provare se dal punto di vista empirico la curva di Phillips viene verificata proveremo a sviluppare un modello di regressione lineare con il metodo di stima dei minimi quadrati ordinari (OLS, Ordinary Least Squares)[2], al quale faremo brevemente cenno nell'apposito riquadro di approfondimento. In generale, applicando questo metodo, un modello, per essere considerato attendibile e per poter attribuire un significato agli eventuali coefficienti individuati dal medesimo, deve rispettare determinate ipotesi teoriche. In caso contrario, concluderemo che il modello non è stato ben specificato e sarà pertanto necessario rivederlo. Ma se, in seguito a differenti revisioni del modello, non saremo riusciti ad individuarne uno soddisfacente, potremo affermare di non essere stati in grado di individuare un modello affidabile e, pertanto, di non aver convalidato il modello della curva di Phillips.

Il mercato di riferimento scelto per lo sviluppo del modello di regressione lineare per la curva di Phillips è quello statunitense. L'intervallo temporale considerato inizia a gennaio del 1948 e finisce ad aprile del 2012.

2.1 Analisi delle serie

Inizieremo considerando le serie che rientrano nella curva di Phillips corretta per le aspettative, ossia:

$$\pi_t - \pi_t^e = -\alpha(u_t - u_{n)})$$

Questo si traduce nella seguente forma del modello di regressione lineare:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t^e + \beta_2 u_t + \beta_3 u_n$$

Pertanto, le serie di partenza sono:

- tasso di inflazione, che nel modello è individuato dalla serie ld_CPI, ottenuto come tasso di variazione[3] dell'Indice dei prezzi al consumo (CPI, Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items[4]);

[2] Ai fini dell'elaborazione del modello è stato utilizzato il programma Gretl.

[3] Il tasso di variazione è stato calcolato applicando la differenza logaritmica alla serie del CPI, considerata ai nostri fini una buona approssimazione del tasso di variazione, e quindi del tasso di inflazione.

- tasso di disoccupazione (Civilian_Unemp), individuato dalla serie Civilian Unemployment Rate;
- tasso di inflazione attesa, ottenuto applicando il filtro di Hodrick-Prescott[5] alla serie del tasso di inflazione (att_ld_CPI);
- tasso di disoccupazione naturale, ottenuto applicando il filtro di Hodrick-Prescott alla serie del tasso di disoccupazione (nat_civilian_unem)

Le serie hanno periodicità mensile e sono destagionalizzate.

Dalla Figura 2.1 possiamo osservare l'andamento delle serie nel periodo di riferimento.

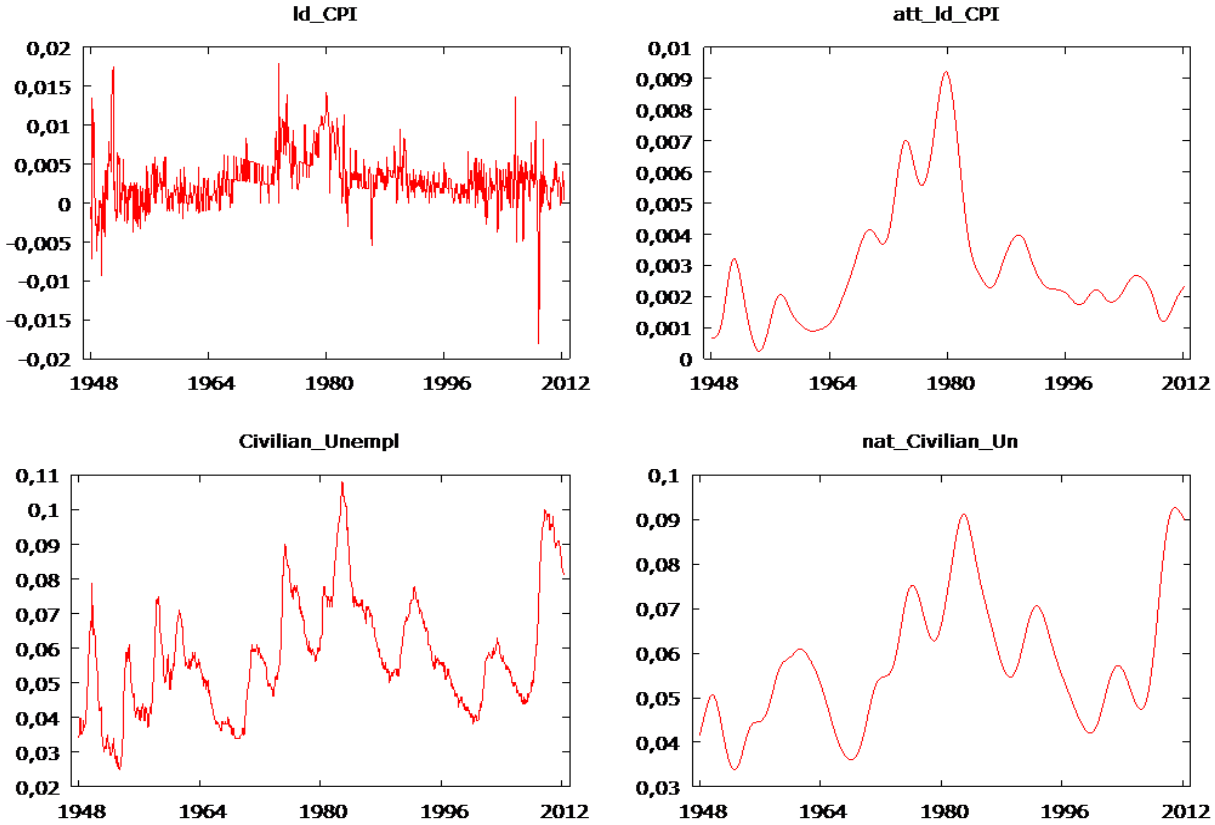


Figura 2.1. Andamento delle variabili del tasso di inflazione, del tasso di inflazione attesa, del tasso di disoccupazione e del tasso di disoccupazione naturale dal 1948.

---

[4] La fonte delle serie del Consumer Price Index e del Civilian Unemployment Rate è il sito della Federal Reserve Bank of St. Luis, alla sessione FRED Economic Data (http://research.stlouisfed.org/fred2/). Per saperne di più sul metodo in cui è stato ottenuta la serie del CPI consultare la pagina web: http://www.bls.gov/opub/hom/pdf/homch17.pdf.

[5] Il filtro di Hodrick-Prescott è un metodo di livellamento (*smoothing*) delle serie storiche usato per separare la componente ciclica dal dato grezzo. Il risultato derivante dall'applicazione del filtro è una rappresentazione "lisciata" della serie storica, più sensibile alle fluttuazioni di lungo periodo rispetto a quelle di breve. L'inflazione attesa, espressione delle aspettative degli agenti, è soggetta al ciclo economico come tutte le altre variabili. Ad esempio se l'economia è in una fase di ciclo economico bassa, gli operatori avranno delle aspettative molto pessimistiche che non corrispondono necessariamente a quello che si verificherà in futuro. Per questo, lo abbiamo ritenuto un valido strumento per ottenere le serie del tasso di inflazione attesa e del tasso naturale di disoccupazione.
Da un punto di vista matematico:

$$min \sum_{t=1}^{T} (y_t - \tau_t)^2 + \delta \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t-1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2$$

Approfondimento: IL MODELLO DI REGRESSIONE LINEARE E IL METODO DEI MINIMI QUADRATI ORDINARI

Come anticipato, vogliamo a questo punto introdurre brevemente il modello di regressione lineare e il metodo OLS, ponendo particolare attenzione a quelle nozioni cui faremo costantemente riferimento nell'ambito del presente elaborato[6].

Le ipotesi fondamentali del modello sono:

1) Il modello econometrico ha forma funzionale lineare, ossia:
$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \cdots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i$
dove:
Y_i rappresenta la variabile dipendente
X_{ij} rappresentano le variabili esplicative che spiegano l'andamento della variabile d'interesse
ε_i rappresentano errori statistici di natura casuale non osservabili, c.d. termini di errore

Ciò può essere espresso sinteticamente in forma matriciale: $Y = X\beta + \varepsilon$
dove:
Y è un vettore di dimensioni $N\ x\ 1$, X è una matrice $N\ x\ K$ e rappresenta la matrice dei regressori, β è un vettore $K\ x\ 1$ e rappresenta il vettore dei coefficienti, ε è un vettore $N\ x\ 1$.

2) $E(\varepsilon_i) = 0 \quad i = 1, \ldots, N$ o, equivalentemente, $E(\varepsilon) = 0$
Questo implica che $E(Y) = X\beta$

3) $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \ \ i = 1, \ldots \ldots, N$ o, equivalentemente, $Var(\varepsilon) = \sigma^2 I$ dove I è una matrice identità di dimensioni $N\ x\ N$.
Questa ipotesi è detta di omoschedasticità e stabilisce che i termini di errore hanno varianza costante.

4) $Cov = (\varepsilon_i, \varepsilon_k) = 0 \qquad i, j = 1, \ldots \ldots, N, \ i \neq j$
Questa ipotesi esclude qualsiasi forma di autocorrelazione. I termini di errore osservati in momenti diversi non sono correlati.

Le ipotesi 2, 3 e 4 considerate congiuntamente implicano che la matrice di covarianza del vettore dei termini di errore ε è diagonale con σ^2 sulla diagonale. In conclusione, quindi, in ogni momento i termini di errore hanno valore atteso nullo, varianza costante e sono tra loro non correlati.
Queste tre ipotesi, fondamentali ai fini dell'attendibilità dei coefficienti, verranno ricorsivamente testate durante l'elaborazione di ciascun modello che proveremo a sviluppare. Essendo i termini di errore stocastici ed inosservabili, noi andremo a verificare l'omoschedasticità e l'assenza di autocorrelazione sulle stime dei veri ma ignoti termini di errore che influenzano le realizzazioni delle variabili di interesse. Intuitivamente, utilizzeremo i residui ottenuti dalla procedura di stima OLS.

5) $\rho(X) = K$ il rango della matrice dei regressori X è pari a K
In generale, il rango di una matrice A esprime il massimo numero di vettori colonne (o righe) linearmente indipendenti in A.
Dato che la matrice X ha dimensioni $N\ x\ K$, ciò significa che X ha rango pieno e, dunque, tutti i vettori colonna sono linearmente indipendenti. Da un punto di vista intuitivo, ciò implica che ciascuna variabile esplicativa apporta un contenuto informativo che non è già contenuto in altre variabili e non è, pertanto, superflua (come sarebbe, invece, qualora costituisse una combinazione lineare delle altre variabili).
Questa ipotesi assicura l'assenza di problemi di multicollinearità.
Questa ipotesi implica che la matrice $X'X$ è invertibile, condizione che, come vedremo, sarà fondamentale ai fini del calcolo dello stimatore OLS.

6) $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$

[6] Per tutte le nozioni teoriche di econometria presentate si veda, per maggiori approfondimenti: M.Verbeek, *Econometria*, Zanichelli Bologna, 2006.

7) La matrice X è deterministica (non stocastica)

8) Le variabili esplicative sono ortogonali rispetto ai residui ε:

$$X'Xb = X'Y$$
$$X'Xb = X'(Xb + e)$$
$$X'Xb = X'Xb + X'e$$
$$X'e = 0$$

Il metodo dei minimi quadrati ordinari è, sostanzialmente, una tecnica di ottimizzazione matematica che, a partire da una serie di osservazioni (della variabile di interesse e delle variabili esplicative), cerca di trovare una funzione che approssimi il più possibile l'andamento della variabile di interesse.

$Y = X\beta + \varepsilon$ è il DGP, Data Generating Process, ossia quel modello statistico che genera i valori effettivamente osservati della variabile di interesse

ε rappresenta una perturbazione, il vettore di realizzazioni inosservabili del termine di errore che influenza il DGP

β è il vero ma ignoto valore del vettore dei parametri del DGP

$\tilde{Y} = Xb + e$ rappresenta il modello stimato

b rappresenta la stima, soluzione arbitraria, attribuzione numerica ad un valore (β) che non conosceremo mai

e rappresenta il vettore dei residui, ossia $Y - Xb$ (la distanza tra le effettive osservazioni della variabile di interesse e il modello stimato);
esso comprende sia la componente casuale dei termini di errore ε sia la componente di errore che emerge proprio per il fatto di aver sostituito β con la sua stima b

La guida alla determinazione della migliore funzione che approssima le osservazioni di Y è rappresentata proprio dai residui. La funzione che meglio approssima Y sarà, infatti, quella che minimizza la distanza tra il valore osservato e la sua approssimazione $Y - Xb$, ossia proprio i residui e, $\forall i$. Per evitare che differenze positive e negative si compensino, si rende necessario considerare il quadrato dei residui, ossia $\sum_{i=1}^{N} e^2 = \sum_{i=1}^{n}(Y_i - b_i X_i)$ o, equivalentemente in forma matriciale, $e'e = (Y - Xb)'(Y - Xb)$.

Pertanto, in base al metodo dei minimi quadrati ordinari, l'obiettivo è quello di scegliere i valori dei parametri $b_0 \dots \dots b_k$ in modo tale da minimizzare $(Y - \tilde{X}b)'(Y - \tilde{x}b)$. Quindi:

$$(Y - Xb)'(Y - Xb) = Y'Y + b'X'Xb - b'X'Y - Y'Xb$$

$$\frac{\delta f(b)}{\delta b} = X'Xb + (b'X'X)' - (X'Y) - (Y'X)' = 2X'X - 2X'Y = 0$$

$2X'Xb = 2X'Y$ come anticipato, in conseguenza dell'ipotesi 6, $\rho(X) = K$ e pertanto la matrice $X'X$ è Invertibile e ciò ci permette di scrivere che

$b = (X'X)^{-1}X'Y$ che rappresenta il punto di ottimo, il punto stazionario

Possiamo affermare anche che b è punto di minimo, infatti:

$\frac{\delta^2 f(b)}{\delta b \delta b'} = 2X'X$ che è una matrice simmetrica e definita positiva

Abbiamo quindi individuato la soluzione al nostro problema di ottimizzazione, ovverosia lo stimatore b_{OLS}.

Sinteticamente, cercheremo di descrivere le proprietà di questo stimatore.

1) In quanto funzione di variabili casuali, è esso stesso una variabile casuale, caratterizzato da media e varianza. Ciò dipende dal fatto che lo stimatore b_{OLS} può essere visto come una funzione dei termini di errore ε, infatti:

$$b_{OLS} = (X'X)^{-1}X'Y = (X'X)^{-1}X'(X\beta - \varepsilon) = (X'X)^{-1}X'X\beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon = \beta + (X'X)^{-1}\varepsilon$$

2) Lo stimatore b_{OLS} è corretto, ovverosia la media è esattamente pari al parametro che intende stimare, ossia β. Infatti:

$E(b_{OLS}) = E(\beta + (X'X)^{-1}\varepsilon) = \beta + (X'X)^{-1}X'E(\varepsilon)$ essendo, in base all'ipotesi 2, $E(\varepsilon) = 0$, ed essendo, in base all'ipotesi 7, X deterministica, possiamo scrivere

$E(b_{OLS}) = \beta$

3) In base al teorema di Gauss-Markov, cui per ragioni di sinteticità non daremo dimostrazione, b_{OLS} è il miglior stimatore lineare non distorto (BLUE, Best Linear Unbiased Estimator), ossia lo stimatore più efficiente (con la minor varianza) di β.

4) La varianza dello stimatore è: $Var(b_{OLS}) = \sigma^2(X'X)^{-1}$

5) In base alle proprietà precedenti possiamo affermare che la distribuzione dello stimatore b_{OLS} è:

$$b \sim N(\beta, \sigma^2(X'X)^{-1})$$

Questo, in sintesi, il quadro teorico generale nell'ambito del quale andremo ad operare. Queste nozioni saranno le linee guida del procedimento seguito nell'elaborazione dei modelli proposti dal presente lavoro.

Le serie così considerate rendono impossibile procedere con la regressione del modello. Questo perché l'utilizzo del filtro di Hodrick-Prescott per derivare tasso di inflazione attesa e tasso naturale di disoccupazione a partire, rispettivamente, da tasso di inflazione e tasso di disoccupazione, fa sorgere problemi di multicollinearità. Questo risulta chiaramente dalla matrice di correlazione delle variabili: il coefficiente di correlazione tra la serie del tasso di disoccupazione e la serie del tasso di disoccupazione naturale è pari a 0,9372, indice, dunque, di una chiara dipendenza lineare tra due variabili esplicative del nostro modello (in contrasto, quindi, con l'ipotesi 5).

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1948:01 - 2012:04
Valore critico al 5% (per due code) = 0,0706 per n = 772

ld_CPI	att_ld_CPI	Civilian_Unempl	nat_Civilian_Un	
1,0000	0,6357	0,0447	0,1402	ld_CPI
	1,0000	0,2098	0,2865	att_ld_CPI
		1,0000	0,9372	Civilian_Unempl
			1,0000	nat_Civilian_Un

Il manifestarsi di problemi di multicollinearità ci obbliga ad una rielaborazione della forma del modello. Pertanto, come variabile dipendente verrà considerata la serie che esprime la differenza tra tasso di inflazione e tasso di inflazione attesa (INFL_GAP), mentre come variabile indipendente sarà utilizzata la serie che esprime la differenza tra tasso di disoccupazione e tasso naturale di disoccupazione (UNEMPL_GAP).

L'andamento delle serie risultanti è mostrato dalla Figura 2.2.

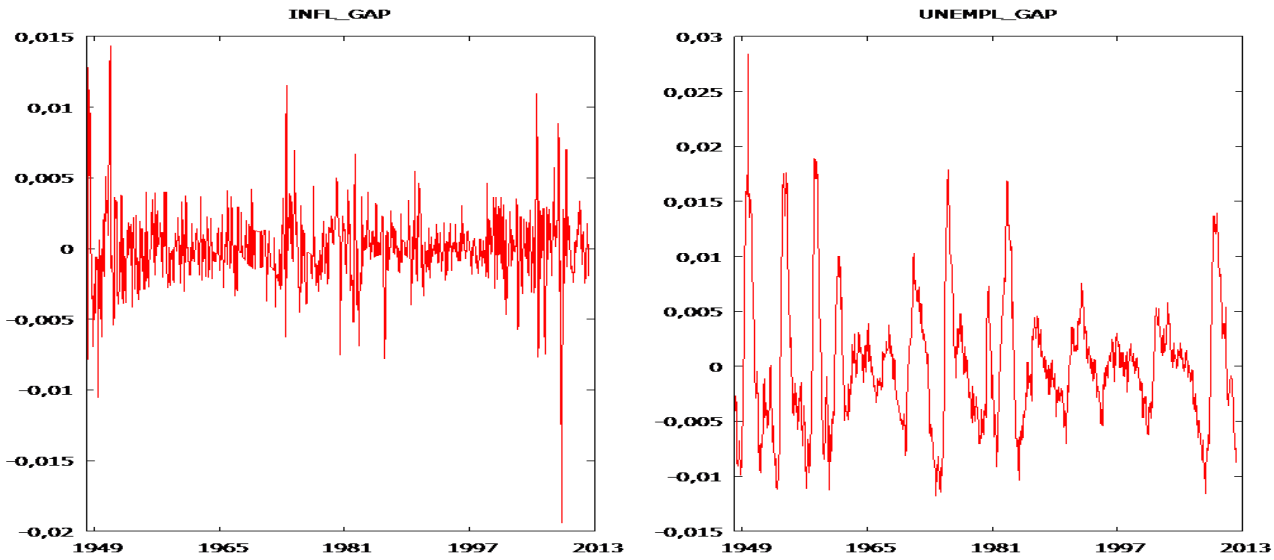


Figura 2.2. Andamento INFL_GAP e UNEMPL_GAP dal 1948

Quindi il modello:

$$\pi_t - \pi_t^e = -\alpha(u_t - u_{n)})$$

Viene tradotto nella forma:

$$INFL_{GAP} = \beta_0 + \beta_1(UNEMPL_{GAP})$$

$$dove\ INFL_{GAP} = \pi_t - \pi_t^e \quad e \quad UNEMPL_{GAP} = u_t - u_{n)}$$

Prima di procedere con l'elaborazione del modello effettuiamo l'analisi sulle serie utilizzate. In particolare è necessario: verificare se ciascuna serie soddisfa l'ipotesi di stazionarietà, osservare alcune caratteristiche, come la distribuzione di frequenza, capire se si distribuisce secondo una distribuzione normale ed, infine, valutare statistiche descrittive e matrice di correlazione.

<u>Verifica della stazionarietà</u>

Come abbiamo potuto osservare dai grafici, l'andamento delle serie oscilla, in entrambi i casi, attorno ad un valore medio. Ciò ci porterebbe a supporre che le serie siano stazionarie. Una serie stazionaria, infatti, fluttua attorno alla propria media con una varianza finita che non dipende dal tempo e le sue autocorrelazioni si annullano o si riducono rapidamente al crescere del ritardo.

Al contrario, le serie non stazionarie hanno delle componenti permanenti:

- non esiste una media di lungo periodo verso la quale la serie tende a convergere;
- la varianza è funzione del tempo ed è crescente al crescere del tempo;
- esiste una forte correlazione tra le realizzazioni presenti e passate.

Prima di procedere con la regressione del modello è necessario assicurarsi che le serie che vi faranno parte siano stazionarie. Infatti, se si regrediscono serie storiche non stazionarie, si possono generare residui fortemente autocorrelati ed i test rigettano l'ipotesi nulla di non significatività di un parametro, anche se in realtà esso non è significativo. In questo caso si parla di regressione spuria e i suoi risultati non sono considerabili attendibili.

Per avere la certezza di essere di fronte a serie stazionarie procediamo ad effettuare il test ADF (Augmented Dickey-Fuller). In generale esistono varie forme di non stazionarietà ma ai nostri fini è sufficiente che esse non siano integrate. Pertanto, attraverso il test ADF si verifica l'esistenza di radici unitarie e, se risulta provata, allora la serie può essere considerata integrata[7] e di conseguenza non stazionaria.

L'ipotesi nulla del test è, quindi, la non stazionarietà. Senza entrare nel dettaglio della costruzione del test, noi rifiuteremo l'ipotesi nulla (il nostro obiettivo è infatti la stazionarietà) se il risultato del test darà un p-value associato alla statistica test inferiore al livello del 5%.

Qui di seguito i risultati del test ADF applicato alle nostre serie.

- Test Dickey-Fuller aumentato per <u>INFL_GAP</u>

inclusi 12 ritardi di (1-L)INFL_GAP (max era 19)
Ampiezza campionaria 758
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1

<u>Test senza costante</u>
Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,003
differenze ritardate: F(12, 745) = 3,980 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,853384
Statistica test: tau_nc(1) = -9,199
p-value asintotico 2,91e-017

<u>Test con costante</u>
Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,003
differenze ritardate: F(12, 744) = 3,974 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,853384
Statistica test: tau_c(1) = -9,19215
p-value asintotico 1,205e-016

<u>Con costante e trend</u>
Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,003
differenze ritardate: F(12, 743) = 3,969 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,853354
Statistica test: tau_ct(1) = -9,18001
p-value asintotico 1,312e-016

Come possiamo osservare, l'ipotesi nulla di non stazionarietà è rifiutata e pertanto INFL_GAP risulta stazionaria sui livelli.

[7] In generale, un processo stocasticoY_t è detto integrato di ordine d se occorre differenziarlo d volte prima di ottenere un processo stazionario. Ad esempio, una serie è detta integrata di ordine uno, I(1), quando è diventata stazionaria in seguito all'applicazione dell'operatore differenza $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$. Una serie è detta integrata di ordine due, I(2), quando è necessario applicarvi l'operatore differenza Δ due volte.

- Test Dickey-Fuller aumentato per UNEMPL_GAP

inclusi 19 ritardi di (1-L)UNEMPL_GAP (max era 19)
Ampiezza campionaria 751
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1

Test senza costante
Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,005
differenze ritardate: F(19, 731) = 7,675 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,178815
Statistica test: tau_nc(1) = -7,84902
p-value asintotico 1,177e-013

Test con costante
Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,005
differenze ritardate: F(19, 730) = 7,655 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,178751
Statistica test: tau_c(1) = -7,83748
p-value asintotico 1,488e-012

Con costante e trend
Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,005
differenze ritardate: F(19, 729) = 7,643 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,178751
Statistica test: tau_ct(1) = -7,83212
p-value asintotico 6,917e-012

Come possiamo osservare, l'ipotesi nulla è rifiutata e quindi anche la serie UNEMPL_GAP risulta stazionaria sui livelli.

Essendo le serie stazionarie, possiamo procedere ad elaborare il modello considerando le serie nei livelli e senza dovervi applicare alcuna trasformazione.

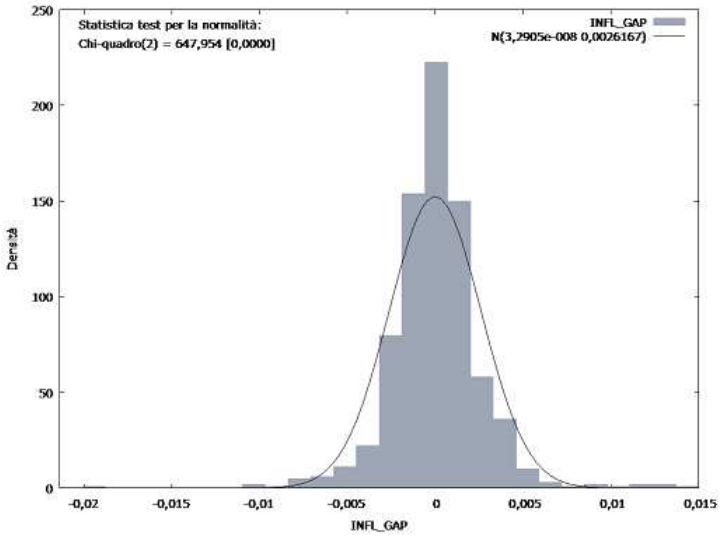
Verifica Normalità

Per motivi di completezza, ovverosia per avere maggiori informazioni sulle serie che andremo ad utilizzare (e non perché ciò sia richiesto da un'ipotesi sottostante il modello), vogliamo a questo punto verificare se esse si distribuiscono secondo una distribuzione normale e osservare allo stesso tempo le loro distribuzioni di frequenza.

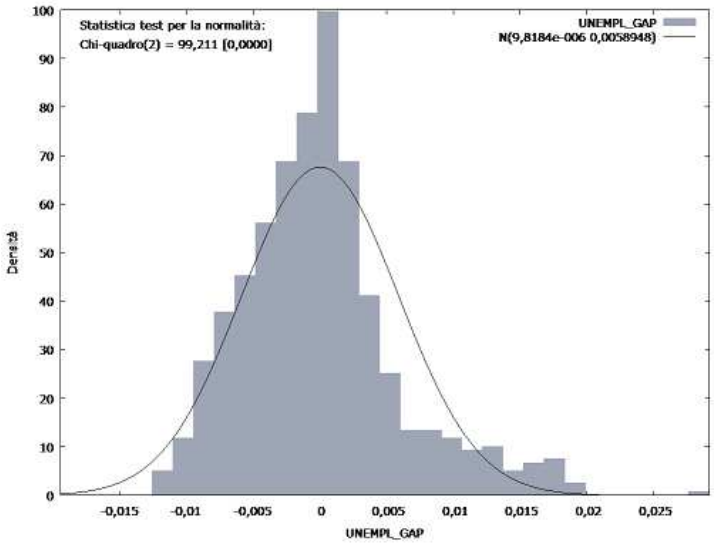
- Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale per la seri INFL_GAP:
  Chi-quadro(2) = 647,954 con p-value 0,00000

Come possiamo osservare, la statistica test utilizzata per verificare l'ipotesi di distribuzione normale segue una distribuzione Chi-Quadro (2) e l'ipotesi nulla è la normalità. Pertanto, accetterò l'ipotesi nulla se il p-value associato alla statistica test è maggiore del livello del 5%. Nel caso della serie INFL_GAP il p-value è pari a 0 e quindi rifiutiamo l'ipotesi di normalità della serie. L'immagine

seguente ci dà una rappresentazione grafica della distribuzione di frequenza della serie e del test contro l'ipotesi di normalità.



- Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale per la serie UNEMPL_GAP: Chi-quadro(2) = 99,211 con p-value 0,00000



Anche per la serie UNEMPL_GAP viene rigettata l'ipotesi nulla di normalità.

Osserviamo ora i valori assunti dalle principali statistiche descrittive.

Variabile	**Media**	**Mediana**	**Minimo**	**Massimo**
INFL_GAP	3,29053e-008	-0,000105000	-0,0194170	0,0143520
UNEMPL_GAP	9,81842e-006	-0,000320000	-0,0118000	0,0284200

Variabile	**Dev. Std.**	**Coeff. di variazione**	**Asimmetria**	**Curtosi**
INFL_GAP	0,00261675	79523,5	0,0631998	8,32487
UNEMPL_GAP	0,00589478	600,380	0,895620	1,36151

Essendo, per costruzione, il nostro modello costituito da una sola variabile esplicativa, l'ipotesi 5 del nostro quadro di approfondimento (ossia l'indipendenza lineare dei vettori colonna della matrice dei regressori, ossia delle variabili esplicative) è verificata sicuramente.

2.2 Prima specificazione del modello

Procediamo a questo punto con l'elaborazione del modello. Inizialmente vogliamo esaminare il modello statico, ossia costituito da variabile dipendente ed indipendente al tempo *t* (contemporaneo) e, in un secondo momento, esamineremo il modello dinamico, ossia contenente i ritardi passati fino al tempo *t=12* di entrambe le variabili.

L'output della regressione del modello statico è:

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1948:02-2012:04 (T = 771)
Variabile dipendente: INFL_GAP

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	8,93976e-07	9,24426e-05	0,0097	0,99229	
UNEMPL_GAP	-0,0876995	0,0156923	-5,5887	<0,00001	***

Media var. dipendente	3,29e-08	SQM var. dipendente	0,002617
Somma quadr. residui	0,005067	E.S. della regressione	0,002567
R-quadro	0,039031	R-quadro corretto	0,037781
F(1, 769)	31,23370	P-value(F)	3,18e-08
Log-verosimiglianza	3506,077	Criterio di Akaike	-7008,153
Criterio di Schwarz	-6998,858	Hannan-Quinn	-7004,576
rho	0,308771	Durbin-Watson	1,381474

La variabile dipendente risulta ampiamente significativa dato che il p-value associato alla statistica t è inferiore al livello di significatività del 5%. I valori dell'indice R-quadro e dell'indice R-quadro aggiustato[8] sono piuttosto bassi, in quanto prossimi allo zero. Questo significa che la

[8] Gli indici R-quadro e R-quadro aggiustato rappresentano degli indicatori di sintesi della bontà del modello.

$R^2 = \frac{\hat{V}(\tilde{Y}_i)}{\hat{V}(Y_i)} = \frac{1/(N-1)\sum_{i=1}^{N}(\hat{Y}_i-\bar{Y})^2}{1/(N-1)\sum_{i=1}^{N}(Y_i-\bar{Y})^2}$ dove $\hat{Y}_i = X'b$ e $\bar{Y} = \frac{1}{N}\sum_i Y_i$ indica la media campionaria sia di $\hat{Y}_i$ sia di Y_i

Tale coefficiente può anche essere riformulato come:

$R^2 = 1 - \frac{\hat{V}(e_i)}{\hat{V}(Y_i)} = 1 - \frac{1/(N-1)\sum_{1=1}^{N} e_i^2}{1/(N-1)\sum_{i=1}^{N}(Y_i-\bar{Y})^2}$

L'equazione mostra come la varianza campionaria di Y_i può essere scomposta nella somma delle varianze campionarie delle sue componenti: la stima $\hat{Y}_i$ e il residuo e_i. Il coefficiente R^2 indica quindi la quota di varianza campionaria di Y_i spiegata dal modello. Maggiore è il potere esplicativo delle variabili indipendenti nello spiegare l'andamento della variabile di interesse, maggiore sarà il valore assunto dall'indice R^2 (da notare che il valore massimo che l'indice può assumere è 1).

Un limite di questo indice è, tuttavia, costituito dal fatto che il suo valore aumenta all'aumentare del numero delle variabili inserite nel modello e risulta, pertanto, inadeguato per confrontare modelli con numero diverso di regressori e/o osservazioni. Per ovviare a questo problema viene utilizzato l'indice R^2 aggiustato, ossia corretto per il numero di regressori:

$$\widehat{R^2} = 1 - \frac{\frac{1}{N-K}\sum_{1=1}^{N} e_i^2}{\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(Y_i-\bar{Y})^2}$$

variabile indipendente ha un esiguo potere esplicativo nello spiegare la variabile dipendente. Questo risulta chiaramente anche dalla Figura 2.3: il grafico mette a confronto l'andamento osservato della variabile di interesse con l'andamento dei valori stimati dal modello. In questo caso possiamo dire che il secondo per nulla sembra aderire al primo.

Al di là degli scarsi risultati ottenuti, procediamo ora ad effettuare i test sui residui per verificare le ipotesi di normalità, omoschedasticità ed autocorrelazione (come abbiamo visto essere richiesto dalle ipotesi sottostanti il modello di regressione lineare).

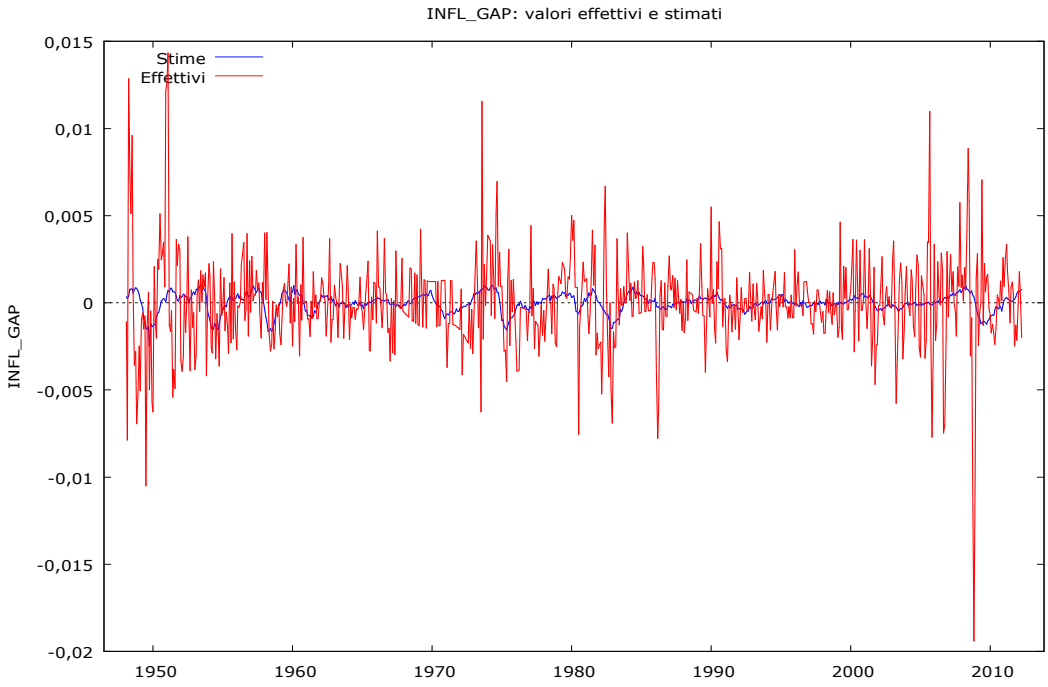


Figura 2.3. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 1

- **Normalità**

Per verificare che i residui si distribuiscano normalmente effettuiamo il test UHAT.

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 685,945 con p-value 0,00000

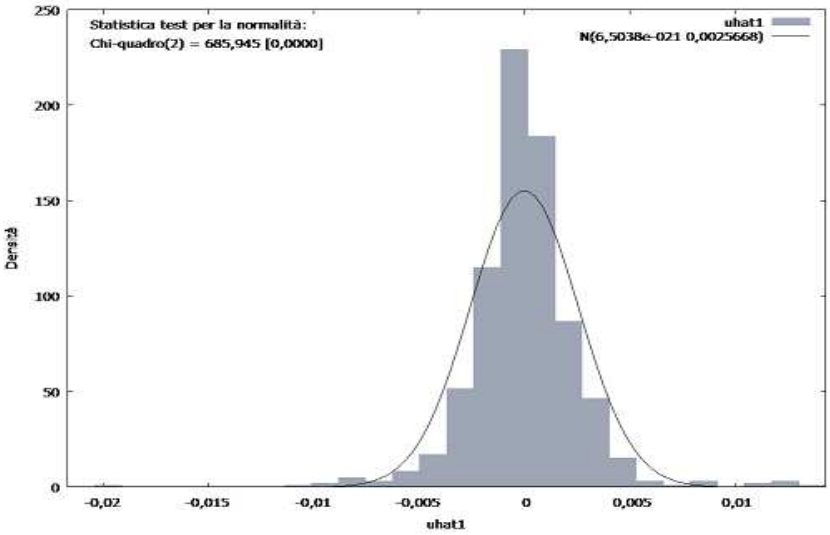
Come possiamo osservare, il p-value della statistica test è inferiore al livello del 5% e pertanto dobbiamo rigettare l'ipotesi nulla di normalità.

Questa circostanza contrasta con una delle ipotesi fondamentali del modello (ipotesi 6) e, dato che la costruzione della maggior parte dei test utilizzati (intervalli di confidenza, test per la verifica di ipotesi, test per l'omoschedasticità, ecc.) parte da questo presupposto, potremmo concludere

---

Come possiamo notare, la costruzione di questo indice è fatta in modo tale da diminuirne il valore qualora la variabile esplicativa introdotta non sia significativa. Infatti, concentrandoci sul numeratore, introducendo una nuova variabile aumenta il denominatore. Affinché quindi la variabile aggiunta possa contribuire alla spiegazione dell'andamento della variabile di interesse, deve succedere che la sua introduzione porti ad un aumento di $\sum_{1=1}^{N} e_i^2$, cosicché il numeratore e quindi l'$\widehat{R^2}$ possano aumentare o tutt'al più rimanere invariati.

che essi non siano più validi. In questo caso, tuttavia, si ricorre ad una approssimazione asintotica (ossia per N che tende all'infinito) basata sulla distribuzione asintotica, appunto. È infatti possibile dimostrare[9] che b_{OLS} segue asintoticamente una distribuzione normale. Questo risultato è approssimativamente valido anche in campioni finiti ma è evidente che la qualità dell'approssimazione aumenta al crescere della numerosità campionaria. Dato che il numero delle osservazioni delle variabili considerate ammonta a oltre 700, l'approssimazione asintotica è applicabile al nostro modello. Pertanto, b_{OLS} è comunque BLUE.



[9] Supponiamo X sia non stocastica con $\rho(X) = k$ e di rango colonna pieno, $E(\varepsilon) = 0, Var(\varepsilon) = \sigma^2 I$, e che $\lim_{n\to\infty} \frac{1}{N} X'X = \sum$, dove $\sum$ è una matrice finita, simmetrica e definita positiva. Avremo che:
$(\frac{1}{\sqrt{n}} X'\varepsilon) \approx AN(0, \sigma^2 \sum)$
Infatti:
- $E\left(\frac{1}{\sqrt{n}} X'\varepsilon\right) = \frac{1}{\sqrt{n}} X' E(\varepsilon)$ ed essendo $E(\varepsilon) = 0$ allora
  $E\left(\frac{1}{\sqrt{n}} X'\varepsilon\right) = 0$
- $Var\left(\frac{1}{\sqrt{n}} X'\varepsilon\right) = E(\frac{1}{\sqrt{n}} X'\varepsilon\varepsilon' X \frac{1}{\sqrt{n}} = \frac{1}{n} X'\sigma^2 I X = \sigma^2 \frac{1}{n} X'X$ ed essendo per ipotesi $\lim_{n\to\infty} \frac{1}{N} X'X = \sum$ allora
  $Var\left(\frac{1}{\sqrt{n}} X'\varepsilon\right) = \sigma^2 \sum$

Dato che:
$b = \beta + (X'X)^{-1} X'\varepsilon$ porto β sul lato sinistro e moltiplico il lato destro per $\frac{n}{n}$
$b - \beta = (X'X)^{-1} X'\varepsilon \frac{n}{n}$
$b - \beta = \frac{(X'X)^{-1}}{n} \frac{X'\varepsilon}{n}$ premoltiplico ambo i lati per $\sqrt{n}$ e ottengo
$\sqrt{n}(b - \beta) = \frac{(X'X)^{-1}}{\sqrt{n}} \frac{X'\varepsilon}{\sqrt{n}}$
Come abbiamo visto all'inizio per $n \to \infty$ per il secondo fattore del lato vale $(\frac{1}{\sqrt{n}} X'\varepsilon) \approx AN(0, \sigma^2 \sum)$ e per il primo $\frac{1}{N} X'X = \sum$. Possiamo quindi affermare che:
$\sqrt{n}(b - \beta) \to N(0, \sigma^2 \sum^{-1})$ o $b \approx AN(\beta, \sigma^2 \sum^{-1})$.

- **Autocorrelazione**

Per verificare l'ipotesi di residui non autocorrelati utilizzeremo il test di Durbin-Watson, utilizzabile in questo caso in cui è assente la variabile dipendente ritardata, e il test di Breusch-Godfrey, il cui output riporta anche i risultati di un altro test molto noto, ossia quello di Ljung-Box.

1) la statistica test di Durbin-Watson, come possiamo osservare dall'output della regressione, assume valore pari a 1,381474, e quindi è inferiore a 2; dunque, l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione è rigettata e i residui sono autocorrelati positivamente.

2) Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione

```
fino all'ordine 12
OLS, usando le osservazioni 1948:02-2012:04 (T = 771)
Variabile dipendente: uhat

               coefficiente   errore std.   rapporto t    p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const         1,26658e-06   8,61006e-05     0,01471    0,9883
  UNEMPL_GAP   -0,00453398    0,0148144      -0,3061     0,7596
  uhat_1        0,304630      0,0356067       8,555      6,49e-017 ***
  uhat_2       -0,000806497   0,0372169      -0,02167    0,9827
  uhat_3       -0,0351451     0,0372473      -0,9436     0,3457
  uhat_4       -0,0553247     0,0372210      -1,486      0,1376
  uhat_5       -0,0260688     0,0373233      -0,6985     0,4851
  uhat_6       -0,0423110     0,0373222      -1,134      0,2573
  uhat_7       -0,0197021     0,0373659      -0,5273     0,5982
  uhat_8       -0,0272593     0,0373433      -0,7300     0,4656
  uhat_9        0,0240457     0,0372829       0,6450     0,5192
  uhat_10       0,0270264     0,0372692       0,7252     0,4686
  uhat_11       0,0658708     0,0373085       1,766      0,0779    *
  uhat_12      -0,206237      0,0356947      -5,778      1,11e-08  ***

  R-quadro = 0,146133

Statistica test: LMF = 10,796259,
con p-value = P(F(12,757) > 10,7963) = 5,22e-020

Statistica alternativa: TR^2 = 112,668674,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 112,669) = 1,77e-018

Ljung-Box Q' = 124,692,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 124,692) = 7,14e-021
```

Le tre statistiche riportate presentano un p-value prossimo a zero, quindi inferiore al livello del 5% e siamo pertanto portati a rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione.
Questa conclusione è concorde con il test di Durbin-Watson e quindi possiamo in definitiva affermare che i residui del modello non rispettano l'ipotesi di assenza di autocorrelazione.

- **Omoschedasticità**

Per verificare l'ipotesi di omoschedasticità dei residui verranno utilizzati il test di White, il test di Breusch-Pagan e il test ARCH (per l'omoschedasticità condizionale). Tutte e tre le statistiche hanno come ipotesi nulla l'omoschedasticità, la quale verrà accettata per valori del p-value delle statistiche inferiori al 5%.

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1948:02-2012:04 (T = 771)
Variabile dipendente: uhat^2

                 coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const           5,37541e-06  9,09034e-07     5,913    5,04e-09 ***
  UNEMPL_GAP     -0,000417106  0,000150156    -2,778    0,0056   ***
  sq_UNEMPL_GAP   0,0345861    0,0138900       2,490    0,0130   **

  R-quadro = 0,012084

Statistica test: TR^2 = 9,316748,
con p-value = P(Chi-quadro(2) > 9,316748) = 0,009482
```

2) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t    p-value
  ---------------------------------------------------------------
  alpha(0)     2,71663e-06   8,05468e-07     3,373      0,0008    ***
  alpha(1)     0,424878      0,0364783      11,65       6,35e-029 ***
  alpha(2)    -0,0309509     0,0396313      -0,7810     0,4351
  alpha(3)    -0,0537820     0,0395856      -1,359      0,1747
  alpha(4)     0,0653013     0,0396135       1,648      0,0997    *
  alpha(5)     0,0593544     0,0396437       1,497      0,1348
  alpha(6)    -0,0341928     0,0392864      -0,8703     0,3844
  alpha(7)     0,107902      0,0388287       2,779      0,0056    ***
  alpha(8)    -0,0499134     0,0389290      -1,282      0,2002
  alpha(9)    -0,0228820     0,0388679      -0,5887     0,5562
  alpha(10)    0,0269589     0,0378366       0,7125     0,4764
  alpha(11)   -0,0348997     0,0378126      -0,9230     0,3563
  alpha(12)    0,0816221     0,0347087       2,352      0,0190    **

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 149,548
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 149,548) = 7,00317e-026
```

3) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1948:02-2012:04 (T = 771)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

               coefficiente   errore std.   rapporto t    p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const           1,00035       0,117744       8,496     1,01e-016 ***
  UNEMPL_GAP    -35,6001       19,9871        -1,781     0,0753    *

  Somma dei quadrati spiegata = 33,91

Statistica test: LM = 16,955018,
con p-value = P(Chi-quadro(1) > 16,955018) = 0,000038
```

In tutti i test il p-value della statistica è inferiore al livello del 5% e siamo quindi portati a rifiutare l'ipotesi nulla di omoschedasticità[10].

[10] Il fatto che i residui non rispettino le ipotesi di omoschedasticità e/o assenza di autocorrelazione ha conseguenze importanti. L'eteroschedasticità implica che residui diversi non hanno la medesime varianza, e di conseguenza la diagonale principale della matrice di covarianza non è formata da valori tutti uguali. L'autocorrelazione, invece, implica che residui diversi sono tra loro correlati e quindi la matrice di covarianza è non diagonale. Questo, sebbene non influisca sulla proprietà di correttezza dello stimatore OLS, influisce invece sulla sua varianza, la cui formula non

Come abbiamo avuto modo di testare, la versione statica del modello iniziale non è per nulla affidabile. Gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ assumono valori molto bassi, indici della scarsa capacità del modello di spiegare l'andamento della variabile di interesse, cosa che, come abbiamo già detto, è desumibile dal grafico dei valori effettivi/stimati. Inoltre, le tre ipotesi fondamentali sottostanti il modello non sono verificate: i residui non sono distribuiti normalmente, sono eteroschedastici ed autocorrelati. Mentre per la prima ipotesi vale la giustificazione asintotica, per cui, anche se nel campione finito non è verificata l'ipotesi di normalità essa è comunque dimostrata per campioni infiniti, il fatto che le ipotesi di omoschedasticità e di non autocorrelazione non siano verificate, costituisce un grave handicap per il modello, che pertanto non può essere considerato un modello attendibile.

Procediamo, come anticipato, ad inserire nel modello i ritardi fino al tempo $t = 12$ sia della variabile dipendente sia della variabile indipendente. Questo è l'output della regressione una volta eliminate tutte le variabili non significative.

Modello 24:OLS, usando le osservazioni 1949:02-2012:04 (T = 759)
Variabile dipendente: INFL_GAP

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	2,0825e-06	8,29768e-05	0,0251	0,97998	
UNEMPL_GAP	-0,0654237	0,0147107	-4,4473	0,00001	***
INFL_GAP_1	0,311282	0,0339175	9,1776	<0,00001	***
INFL_GAP_3	-0,0628369	0,0336913	-1,8651	0,06256	*
INFL_GAP_11	0,086884	0,0335228	2,5918	0,00973	***
INFL_GAP_12	-0,200912	0,0335256	-5,9928	<0,00001	***

Media var. dipendente	-6,94e-06	SQM var. dipendente	0,002508
Somma quadr. residui	0,003933	E.S. della regressione	0,002285
R-quadro	0,175243	R-quadro corretto	0,169766
F(5, 753)	31,99913	P-value(F)	1,30e-29
Log-verosimiglianza	3541,664	Criterio di Akaike	-7071,327
Criterio di Schwarz	-7043,535	Hannan-Quinn	-7060,624
rho	-0,016259	Valore h di Durbin	-1,251203

Innanzitutto è da sottolineare il fatto che rimane una sola variabile indipendente significativa, quella non ritardata. Gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ sono migliorati ma rimangono sempre piuttosto bassi. Questo si riflette perfettamente nel grafico (Figura 2.4): il modello stimato, pur adattandosi meglio all'andamento delle realizzazioni osservate del tasso di inflazione (o meglio INFL_GAP), non riesce a coglierne l'ampiezza delle oscillazioni.

---

risulta evidentemente più valida. Di conseguenza non risulteranno più validi gli standard error, e quindi le inferenze che su di essi si basavano, il teorema di Gauss-Markov, i test t e F, gli intervalli di confidenza.
Le soluzioni che possono essere adottate in questi casi sono: *a)* utilizzare uno stimatore alternativo BLUE; *b)* continuare a utilizzare lo stimatore OLS, ma allo stesso tempo correggere gli standard error per ammettere la possibilità di eteroschedasticità e/o autocorrelazione; *c)* modificare la specificazione del modello. Una fonte di autocorrelazione e eteroschedasticità può infatti essere dovuta proprio al fatto che il modello considerato è mal specificato.
Nel presente elaborato, come vedremo, verrà adottata quest'ultima soluzione.

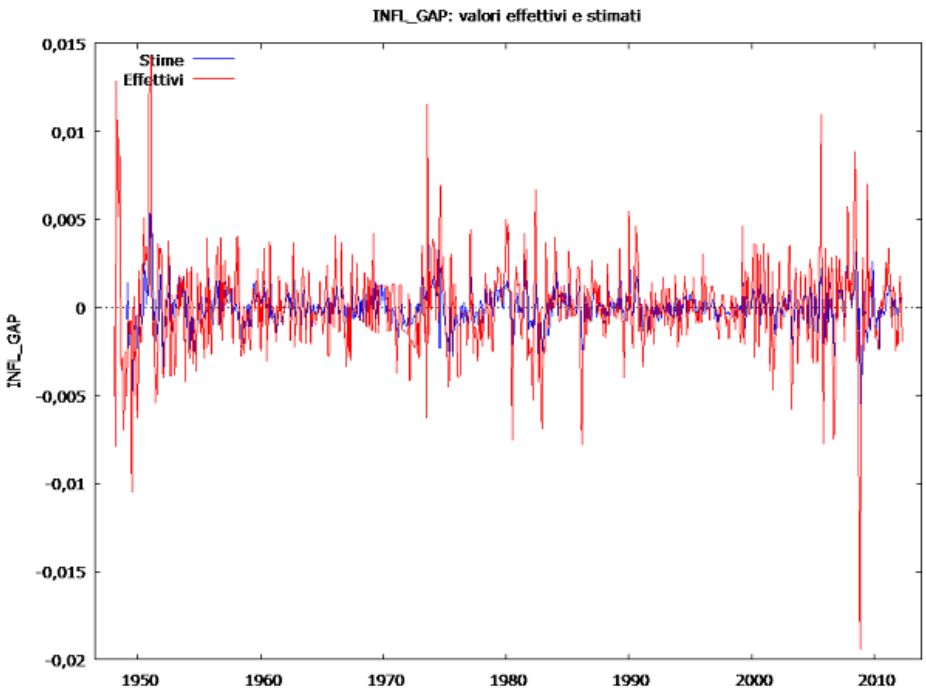
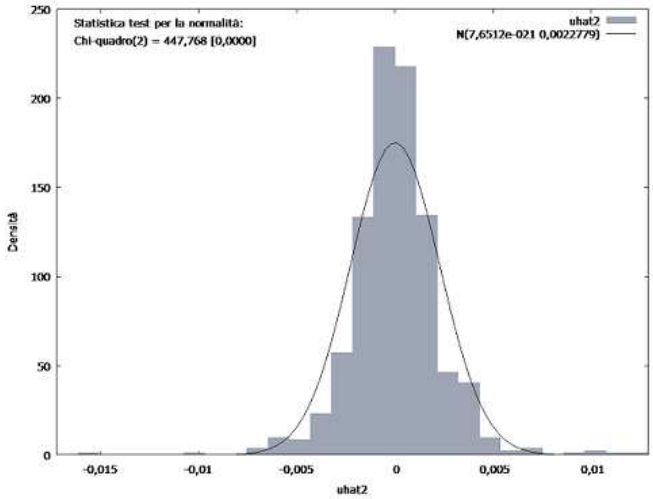


Figura 2.4. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 24

Procediamo ora ad effettuare i test sui residui per verificare le ipotesi del modello.

- **Test Normalità**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 447,768 con p-value 0,00000



Anche in questo caso la probabilità legata alla statistica test è prossima a 0 e quindi i residui non sono distribuiti normalmente. Ma questo, come abbiamo già spiegato, non costituisce causa di inaffidabilità del modello.

- **Test Autocorrelazione:**

1) Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 12

```
OLS, usando le osservazioni 1949:02-2012:04 (T = 759)
Variabile dipendente: uhat

                coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const          9,92737e-07   8,28135e-05     0,01199    0,9904
  UNEMPL_GAP     0,0211339     0,0214621       0,9847     0,3251
  INFL_GAP_1     0,311664      0,182788        1,705      0,0886  *
  INFL_GAP_3    -0,0669921     0,132184       -0,5068     0,6124
  INFL_GAP_11    0,138312      0,0848130       1,631      0,1034
  INFL_GAP_12   -0,0206827     0,0791705      -0,2612     0,7940
  uhat_1        -0,335304      0,188982       -1,774      0,0764  *
  uhat_2        -0,105788      0,0672187      -1,574      0,1160
  uhat_3         0,0460731     0,134317        0,3430     0,7317
  uhat_4         0,00640566    0,0567608       0,1129     0,9102
  uhat_5        -0,0181963     0,0393308      -0,4626     0,6438
  uhat_6        -0,0691741     0,0369348      -1,873      0,0615  *
  uhat_7        -0,0285330     0,0369214      -0,7728     0,4399
  uhat_8        -0,0471547     0,0367699      -1,282      0,2001
  uhat_9         0,00758978    0,0367233       0,2067     0,8363
  uhat_10        0,0394198     0,0367185       1,074      0,2834
  uhat_11       -0,171625      0,0923733      -1,858      0,0636  *
  uhat_12       -0,0538530     0,0865047      -0,6225     0,5338

  R-quadro = 0,020755

Statistica test: LMF = 1,308768,
con p-value = P(F(12,741) > 1,30877) = 0,208

Statistica alternativa: TR^2 = 15,752847,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 15,7528) = 0,203

Ljung-Box Q' = 8,80503,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 8,80503) = 0,719
```

Le statistiche test presentano tutte un p-value maggiore del livello del 5%: possiamo quindi accettare l'ipotesi di assenza di autocorrelazione.

- **Test Omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1949:02-2012:04 (T = 759)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_INFL_GAP_1 sq_INFL_GAP_1

                 coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const           3,57497e-06  6,52626e-07   5,478      5,90e-08 ***
  UNEMPL_GAP     -0,000287734  0,000109289  -2,633      0,0086   ***
  INFL_GAP_1     -0,000392128  0,000218546  -1,794      0,0732   *
  INFL_GAP_3     -8,46735e-05  0,000215925  -0,3921     0,6951
  INFL_GAP_11    -2,18942e-06  0,000220454  -0,009931   0,9921
  INFL_GAP_12     0,000462814  0,000219354   2,110      0,0352   **
  sq_UNEMPL_GAP   0,0298528    0,0106015     2,816      0,0050   ***
  X2_X3           0,0141974    0,0339350     0,4184     0,6758
  X2_X4          -0,0193619    0,0337018    -0,5745     0,5658
  X2_X5          -0,00160675   0,0307119    -0,05232    0,9583
  X2_X6           0,0203905    0,0323889     0,6296     0,5292
```

```
  sq_INFL_GAP_1   0,0862098    0,0320530     2,690      0,0073   ***
  X3_X4           0,243478     0,0581565     4,187      3,17e-05 ***
  X3_X5           0,0668887    0,0835532     0,8006     0,4236
  X3_X6          -0,259538     0,0760269    -3,414      0,0007   ***
  sq_INFL_GAP_3   0,00111522   0,0306630     0,03637    0,9710
  X4_X5          -1,66942e-05  0,0761378    -0,0002193  0,9998
  X4_X6          -0,179930     0,0879206    -2,047      0,0411   **
  X5_X6          -0,0312489    0,0472966    -0,6607     0,5090

  R-quadro = 0,092407

Statistica test: TR^2 = 70,137283,
con p-value = P(Chi-quadro(18) > 70,137283) = 0,000000
```

2) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t    p-value
  ---------------------------------------------------------------
  alpha(0)     2,28688e-06   6,45220e-07    3,544       0,0004    ***
  alpha(1)     0,312287      0,0367110      8,507       1,00e-016 ***
  alpha(2)     0,0498394     0,0384369      1,297       0,1952
  alpha(3)    -0,00668373    0,0384596     -0,1738      0,8621
  alpha(4)     0,000749601   0,0384363      0,01950     0,9844
  alpha(5)     0,0612163     0,0383909      1,595       0,1112
  alpha(6)    -0,0456682     0,0381640     -1,197       0,2318
  alpha(7)     0,127860      0,0378621      3,377       0,0008    ***
  alpha(8)    -0,0398156     0,0380314     -1,047       0,2955
  alpha(9)    -0,0150784     0,0380464     -0,3963      0,6920
  alpha(10)    0,000248939   0,0380500      0,006542    0,9948
  alpha(11)   -0,00628778    0,0380074     -0,1654      0,8686
  alpha(12)    0,102342      0,0363015      2,819       0,0049    ***

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 107,513
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 107,513) = 1,85474e-017
```

3) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1949:02-2012:04 (T = 759)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                coefficiente   errore std.   rapporto t    p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const            1,00185       0,104788      9,561      1,61e-020 ***
  UNEMPL_GAP     -21,7692       18,5775       -1,172      0,2416
  INFL_GAP_1     -36,5173       42,8329       -0,8526     0,3942
  INFL_GAP_3      -8,09902      42,5473       -0,1904     0,8491
  INFL_GAP_11    -11,6800       42,3344       -0,2759     0,7827
  INFL_GAP_12     85,4019       42,3380        2,017      0,0440    **

  Somma dei quadrati spiegata = 48,4502

Statistica test: LM = 24,225114,
con p-value = P(Chi-quadro(5) > 24,225114) = 0,000197
```

Tutti i test sono concordi e rigettano l'ipotesi nulla di omoschedasticità.

Anche la versione dinamica del modello nella sua specificazione iniziale non si dimostra attendibile. Nonostante abbiamo potuto rilevare dei miglioramenti, per quanto riguarda gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ e per quanto riguarda l'assenza di autocorrelazione, esso continua a presentare problemi di eteroschedasticità, aspetto che appunto lo rende non affidabile.

2.3 Nuova specificazione del modello

Al fine di risolvere il problema dell'eteroschedasticità, proviamo ora ad effettuare una trasformazione delle variabili, applicando l'operatore differenza ad entrambe. Da notare che in questo modo il significato della relazione che andremo a testare è modificata.

L'output della versione statica del modello in cui è stata applicata la trasformazione è il seguente:

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1948:03-2012:04 (T = 770)
Variabile dipendente: d_INFL_GAP

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	-1,93176e-06	0,000108766	-0,0178	0,98583	
d_UNEMPL_GAP	-0,122502	0,0540272	-2,2674	0,02364	**

Media var. dipendente	-1,18e-06	SQM var. dipendente	0,003026
Somma quadr. residui	0,006996	E.S. della regressione	0,003018
R-quadro	0,006650	R-quadro corretto	0,005356
F(1, 768)	5,141138	P-value(F)	0,023642
Log-verosimiglianza	3376,824	Criterio di Akaike	-6749,649
Criterio di Schwarz	-6740,356	Hannan-Quinn	-6746,073
rho	-0,330764	Durbin-Watson	2,653559

Nella versione statica l'unica variabile esplicativa è non significativa e gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ sono prossimi allo zero. Per questi motivi non riteniamo utile ai nostri fini procedere con i test consueti.

Procediamo ora ad elaborare il modello nella versione dinamica.
L'output della regressione, una volta eliminate le variabili non significative, è:

Modello 16: OLS, usando le osservazioni 1949:02-2012:04 (T = 759)
Variabile dipendente: d_INFL_GAP

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	2,33091e-06	8,77516e-05	0,0266	0,97882	
d_UNEMPL_GAP	-0,116355	0,0446493	-2,6060	0,00934	***
d_UNEMPL_GA_3	-0,127368	0,0446541	-2,8523	0,00446	***
d_INFL_GAP_1	-0,587138	0,0355616	-16,5105	<0,00001	***
d_INFL_GAP_2	-0,51286	0,0403738	-12,7028	<0,00001	***
d_INFL_GAP_3	-0,502791	0,0433251	-11,6051	<0,00001	***
d_INFL_GAP_4	-0,423207	0,0445727	-9,4948	<0,00001	***
d_INFL_GAP_5	-0,36498	0,0450598	-8,0999	<0,00001	***
d_INFL_GAP_6	-0,335329	0,0438861	-7,6409	<0,00001	***
d_INFL_GAP_7	-0,243772	0,0424633	-5,7408	<0,00001	***
d_INFL_GAP_8	-0,202712	0,0397029	-5,1057	<0,00001	***
d_INFL_GAP_9	-0,102727	0,0349114	-2,9425	0,00336	***
d_INFL_GAP_11	0,122005	0,0294291	4,1457	0,00004	***

Media var. dipendente	6,52e-07	SQM var. dipendente	0,002902
Somma quadr. residui	0,004359	E.S. della regressione	0,002417
R-quadro	0,317066	R-quadro corretto	0,306080
F(12, 746)	28,86213	P-value(F)	3,45e-54

Log-verosimiglianza	3502,646	Criterio di Akaike	-6979,291
Criterio di Schwarz	-6919,075	Hannan-Quinn	-6956,102
rho	-0,000105	Valore h di Durbin	-0,014217

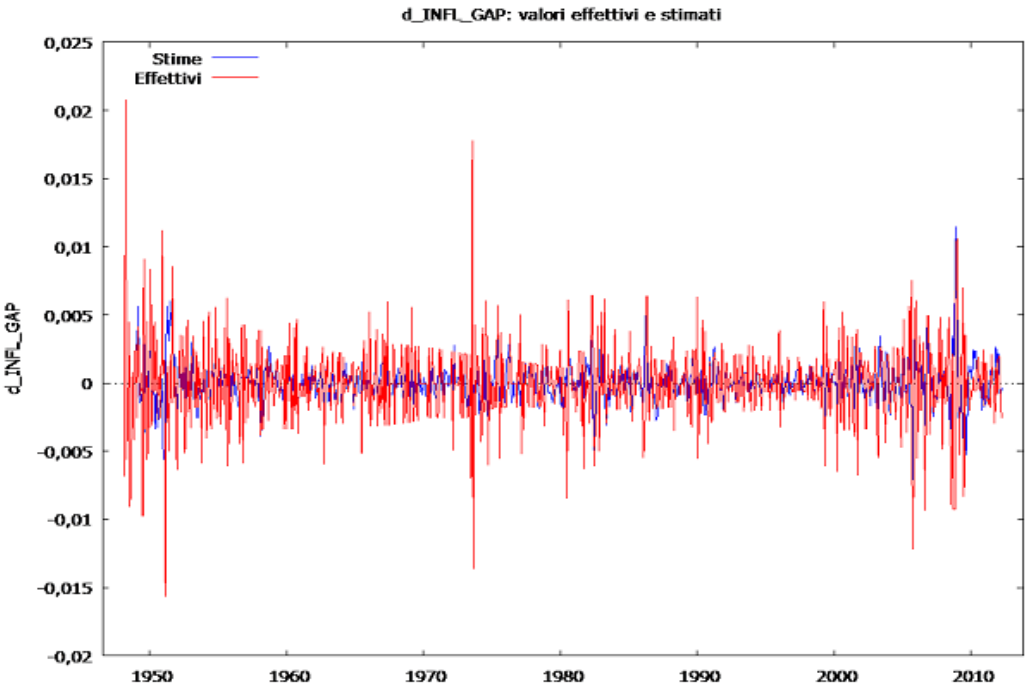


Figura 2.5. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 16

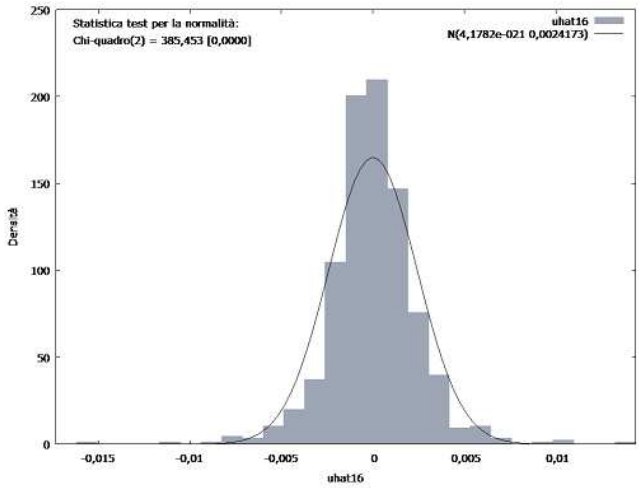
Gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ sono ulteriormente migliorati e infatti dal grafico notiamo la capacità del modello di cogliere alcune oscillazioni.

Procediamo ad effettuare i test sui residui.

- **Test Normalità:**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 385,453 con p-value 0,00000

I residui risultano ancora non essere distribuiti normalmente: il p-value della statistica test è infatti nulla.



- **Test Autocorrelazione:**

1) Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 12

```
OLS, usando le osservazioni 1949:02-2012:04 (T = 759)
Variabile dipendente: uhat

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const            9,74575e-06   8,61719e-05     0,1131     0,9100
  d_UNEMPL_GAP     0,00827276    0,0444475       0,1861     0,8524
  d_UNEMPL_GA_3   -0,0104051     0,0483078      -0,2154     0,8295
  d_INFL_GAP_1     0,387398      0,209113        1,853      0,0643  *
  d_INFL_GAP_2     0,302644      0,195850        1,545      0,1227
  d_INFL_GAP_3     0,0825668     0,193316        0,4271     0,6694
  d_INFL_GAP_4     0,141579      0,167730        0,8441     0,3989
  d_INFL_GAP_5     0,226685      0,161257        1,406      0,1602
  d_INFL_GAP_6     0,299816      0,132404        2,264      0,0238  **
  d_INFL_GAP_7     0,237534      0,152596        1,557      0,1200
  d_INFL_GAP_8     0,200318      0,133469        1,501      0,1338
  d_INFL_GAP_9    -0,0528665     0,116196       -0,4550     0,6493
  d_INFL_GAP_11    0,104905      0,0881087       1,191      0,2342
  uhat_1          -0,426594      0,214565       -1,988      0,0472  **
  uhat_2          -0,111903      0,158824       -0,7046     0,4813
  uhat_3           0,127878      0,156082        0,8193     0,4129
  uhat_4          -0,0556988     0,153494       -0,3629     0,7168
  uhat_5          -0,173865      0,142093       -1,224      0,2215
  uhat_6          -0,225821      0,140042       -1,613      0,1073
  uhat_7          -0,0815804     0,136506       -0,5976     0,5503
  uhat_8          -0,0792930     0,136425       -0,5812     0,5613
  uhat_9           0,165776      0,130101        1,274      0,2030
  uhat_10         -0,0813228     0,0862594      -0,9428     0,3461
  uhat_11         -0,235329      0,0964975      -2,439      0,0150  **
  uhat_12         -0,104536      0,0764919      -1,367      0,1722

  R-quadro = 0,052419

Statistica test: LMF = 3,383672,
con p-value = P(F(12,734) > 3,38367) = 7,8e-005

Statistica alternativa: TR^2 = 39,786113,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 39,7861) = 7,8e-005

Ljung-Box Q' = 20,9836,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 20,9836) = 0,0506
```

Le statistiche test LMF e TR^2, con un p-value prossimo a zero, rigettano l'ipotesi di assenza di autocorrelazione, mentre il test Ljung-Box presenta un p-value di poco superiore alla soglia del 5%. Data la debolezza di quest'ultimo risultato, siamo portati a sostenere che i residui siano autocorrelati.

- **Test Omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1949:02-2012:04 (T = 759)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_d_UNEMPL_G sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP
 sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP
 sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP
```

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	3,50041e-06	7,01963e-07	4,987	7,81e-07	***
d_UNEMPL_GAP	0,000471501	0,000284856	1,655	0,0983	*
d_UNEMPL_GA_3	0,000434324	0,000289254	1,502	0,1337	
d_INFL_GAP_1	-0,000352559	0,000228296	-1,544	0,1230	
d_INFL_GAP_2	0,000141098	0,000271973	0,5188	0,6041	
d_INFL_GAP_3	-6,29136e-06	0,000302537	-0,02080	0,9834	
d_INFL_GAP_4	0,000293018	0,000315422	0,9290	0,3532	
d_INFL_GAP_5	0,000918430	0,000315070	2,915	0,0037	***
d_INFL_GAP_6	0,000939502	0,000318666	2,948	0,0033	***
d_INFL_GAP_7	0,000664597	0,000299046	2,222	0,0266	**
d_INFL_GAP_8	0,000508488	0,000281091	1,809	0,0709	*
d_INFL_GAP_9	0,000499257	0,000235321	2,122	0,0342	**
d_INFL_GAP_11	-6,14970e-05	0,000188394	-0,3264	0,7442	
sq_d_UNEMPL_G	0,0273858	0,0739874	0,3701	0,7114	
X2_X3	-0,134780	0,132405	-1,018	0,3091	
X2_X4	-0,240122	0,107506	-2,234	0,0258	**
X2_X5	-0,316091	0,122501	-2,580	0,0101	**
X2_X6	-0,315119	0,134079	-2,350	0,0190	**
X2_X7	-0,202021	0,145800	-1,386	0,1663	
X2_X8	0,0100978	0,158486	0,06371	0,9492	
X2_X9	-0,178176	0,141137	-1,262	0,2072	
X2_X10	0,186162	0,150684	1,235	0,2171	
X2_X11	-0,119387	0,135617	-0,8803	0,3790	
X2_X12	-0,151770	0,108601	-1,397	0,1627	
X2_X13	-0,0457559	0,100933	-0,4533	0,6505	
X3_X4	0,0871080	0,108594	0,8021	0,4228	
X3_X5	-0,0432356	0,130968	-0,3301	0,7414	
X3_X6	0,0139426	0,148603	0,09382	0,9253	
X3_X7	0,0484236	0,146872	0,3297	0,7417	
X3_X8	0,0552672	0,160501	0,3443	0,7307	
X3_X9	0,0885496	0,150991	0,5865	0,5578	
X3_X10	-0,0200407	0,145543	-0,1377	0,8905	
X3_X11	0,160210	0,138573	1,156	0,2480	
X3_X12	0,0536411	0,119891	0,4474	0,6547	
X3_X13	-0,174702	0,107087	-1,631	0,1033	
sq_d_INFL_GAP	0,0759028	0,0260432	2,914	0,0037	***
X4_X5	-0,151247	0,0445923	-3,392	0,0007	***
X4_X6	0,173393	0,0689153	2,516	0,0121	**
X4_X7	-0,139674	0,0639611	-2,184	0,0293	**
X4_X8	-0,659205	0,0942841	-6,992	6,52e-012	***
X4_X9	-0,695216	0,0953971	-7,288	8,80e-013	***
X4_X10	-0,250405	0,0809685	-3,093	0,0021	***
X4_X11	-0,224310	0,0961663	-2,333	0,0200	**
X4_X12	-0,112092	0,0884479	-1,267	0,2055	
X4_X13	0,122665	0,0689159	1,780	0,0755	*
X5_X6	0,0832353	0,0491298	1,694	0,0907	*
X5_X7	-0,0802117	0,0726634	-1,104	0,2700	
X5_X8	-0,184363	0,0634036	-2,908	0,0038	***
X5_X9	-0,268497	0,0961267	-2,793	0,0054	***
X5_X10	0,0946671	0,0994234	0,9522	0,3414	
X5_X11	-0,132937	0,0976092	-1,362	0,1737	
X5_X12	-0,00915644	0,0910632	-0,1006	0,9199	
X5_X13	-0,0767028	0,0921342	-0,8325	0,4054	
X6_X7	0,00126131	0,0496746	0,02539	0,9798	
X6_X8	-0,383567	0,0738817	-5,192	2,76e-07	***
X6_X9	-0,381988	0,0656475	-5,819	9,14e-09	***
X6_X10	-0,180008	0,0896039	-2,009	0,0449	**
X6_X11	-0,0208272	0,0956725	-0,2177	0,8277	
X6_X12	-0,0349022	0,0849942	-0,4106	0,6815	
X6_X13	0,112801	0,100666	1,121	0,2629	
X7_X8	-0,0994325	0,0486203	-2,045	0,0412	**
X7_X9	-0,0986940	0,0772934	-1,277	0,2021	
X7_X10	-0,114840	0,0651457	-1,763	0,0784	*
X7_X11	-0,166220	0,0902339	-1,842	0,0659	*
X7_X12	0,114192	0,0998974	1,143	0,2534	
X7_X13	0,129091	0,0889331	1,452	0,1471	

```
  X8_X9           0,00323565   0,0497595      0,06503   0,9482
  X8_X10         -0,0301686    0,0760530     -0,3967    0,6917
  X8_X11         -0,132197     0,0616900     -2,143     0,0325    **
  X8_X12          0,121811     0,0835088      1,459     0,1451
  X8_X13          0,149110     0,0850201      1,754     0,0799    *
  X9_X10         -0,0730784    0,0478846     -1,526     0,1274
  X9_X11         -0,143567     0,0713179     -2,013     0,0445    **
  X9_X12         -0,105096     0,0595910     -1,764     0,0782    *
  X9_X13         -0,102360     0,0785104     -1,304     0,1928
  X10_X11         0,00966335   0,0478071      0,2021    0,8399
  X10_X12        -0,0190153    0,0708504     -0,2684    0,7885
  X10_X13        -0,0348345    0,0711146     -0,4898    0,6244
  X11_X12         0,0598493    0,0445975      1,342     0,1800
  X11_X13        -0,0664013    0,0643682     -1,032     0,3026
  X12_X13         0,0764133    0,0569101      1,343     0,1798

  R-quadro = 0,321687

Statistica test: TR^2 = 244,160319,
con p-value = P(Chi-quadro(80) > 244,160319) = 0,000000
```

2) Test ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t    p-value
  ---------------------------------------------------------------
  alpha(0)     2,49918e-06   6,89113e-07     3,627      0,0003    ***
  alpha(1)     0,264840      0,0368747       7,182      1,69e-012 ***
  alpha(2)     0,0732812     0,0381339       1,922      0,0550    *
  alpha(3)     0,105872      0,0382248       2,770      0,0058    ***
  alpha(4)    -0,0756604     0,0384156      -1,970      0,0493    **
  alpha(5)     0,0693982     0,0384709       1,804      0,0717    *
  alpha(6)    -0,0348573     0,0380487      -0,9161     0,3599
  alpha(7)     0,152365      0,0379933       4,010      6,68e-05  ***
  alpha(8)    -0,0493513     0,0383033      -1,288      0,1980
  alpha(9)    -0,00875975    0,0382274      -0,2291     0,8188
  alpha(10)    0,00794343    0,0380465       0,2088     0,8347
  alpha(11)    0,00742154    0,0379664       0,1955     0,8451
  alpha(12)    0,0413428     0,0366262       1,129      0,2594

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 103,518
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 103,518) = 1,13582e-016
```

3) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1949:02-2012:04 (T = 759)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                 coefficiente  errore std.  rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const              1,00601    0,0990159    10,16      8,41e-023 ***
  d_UNEMPL_GAP     100,943     50,3808        2,004     0,0455    **
  d_UNEMPL_GA_3     55,8177    50,3861        1,108     0,2683
  d_INFL_GAP_1    -109,878     40,1265       -2,738     0,0063    ***
  d_INFL_GAP_2     -42,3777    45,5564       -0,9302    0,3526
  d_INFL_GAP_3    -106,242     48,8866       -2,173     0,0301    **
  d_INFL_GAP_4     -24,3473    50,2943       -0,4841    0,6285
  d_INFL_GAP_5      90,9970    50,8439        1,790     0,0739    *
  d_INFL_GAP_6     122,398     49,5196        2,472     0,0137    **
  d_INFL_GAP_7      71,3950    47,9141        1,490     0,1366
  d_INFL_GAP_8      57,9212    44,7994        1,293     0,1964
  d_INFL_GAP_9      56,0081    39,3929        1,422     0,1555
  d_INFL_GAP_11    -14,0609    33,2068       -0,4234    0,6721
```

```
  Somma dei quadrati spiegata = 279,868

Statistica test: LM = 139,934244,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 139,934244) = 0,000000
```

Tutti i test rigettano l'ipotesi nulla di omoschedasticità.

Anche la seconda specificazione del modello non ha portato ad un buon risultato. I residui, infatti, non rispettano le ipotesi sottostanti di normalità, omoschedasticità e non autocorrelazione e il risultato del modello non può quindi ritenersi attendibile.

Fino ad ora, quindi, non siamo riusciti ad individuare un modello econometrico in grado di verificare la relazione della curva di Phillips.

2.4 Test per la presenza di break strutturali

Nonostante l'inefficienza del modello vogliamo ora provare ad effettuare il test di break strutturale per verificare se all'interno del campione è possibile isolare dei sottocampioni regolati da modelli diversi. La differenza tra i modelli si sostanzierebbe nelle differenti proprietà distributive del fenomeno osservato. Il test di break strutturale ci dice, infatti, se i parametri della regressione assumono valori diversi quando analizzati in sottoperiodi differenti.

Il test di Chow è stato applicato all'ultimo modello e il grafico seguente ne individua i punti di rottura. Dalla Figura 2.6 possiamo individuare due bruschi dislivelli individuando quindi tre sottoperiodi: 1948-1975, 1975-1988, 1988-2012.

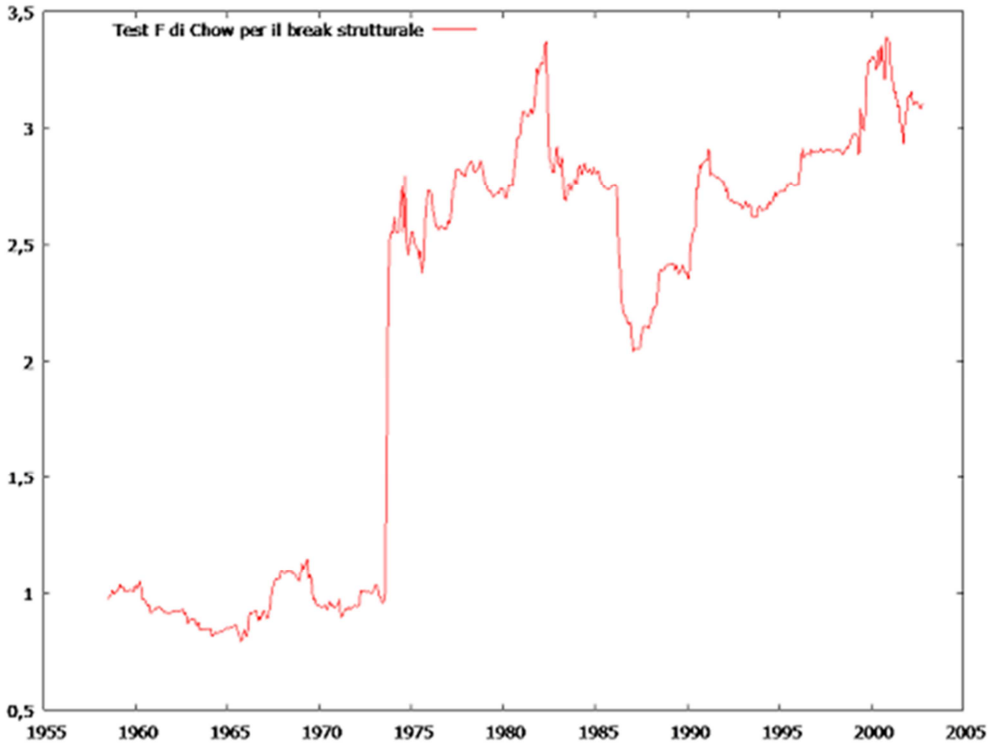


Figura 2.6. Test di Chow applicato al modello 16.

Come possiamo osservare dalla Figura 2.6, i break strutturali sorgono in corrispondenza degli anni in cui si costituì l'OPEC e in cui si manifestarono, di conseguenza, i due bruschi aumenti del prezzo del petrolio, il primo tra il 1973 e il 1975 e il secondo tra il 1979 e il 1981, di cui abbiamo accennato nel primo capitolo. A fronte di questi avvenimenti, gli Stati Uniti conobbero un periodo di forte inflazione. Da un'analisi grafica preliminare sembrerebbe, quindi, che i bruschi aumenti del prezzo del petrolio abbiano inciso notevolmente sull'andamento del tasso di inflazione, tanto da determinarne due break strutturali. Da notare che noi abbiamo scelto come anno di interruzione del secondo sottoperiodo il 1988, anno in cui rileviamo il forte picco negativo, ma dalla Figura 2.6 possiamo osservare come la flessione sia iniziata dal picco verificatosi nel 1981.

Suddividendo l'intervallo temporale potremo anche valutare se il modello della curva di Phillips risulta valido in alcuni dei sottoperiodi. È infatti plausibile pensare che vi siano dei periodi di relativa stabilità in cui la relazione possa valere anche se nel lungo periodo non siamo stati in grado di verificarla. Una della fonti di inefficienza del modello può essere difatti individuata nella considerevole lunghezza dell'intervallo temporale, data anche la frequenza mensile delle osservazioni, per cui il loro numero risulta essere notevole (oltre 700). A ciò si aggiunge il fatto che il modello della curva di Phillips è molto semplice, facendo dipendere il tasso di inflazione dalla sola variabile esplicativa del tasso di disoccupazione: essa ha probabilmente un contenuto informativo insufficiente a spiegare l'andamento della variabile di interesse per un periodo così lungo.

Per verificare se è possibile migliorare il risultato finora ottenuto, procederemo con la stima del modello suddividendo quindi l'intervallo temporale in sottointervalli: 1948-1975, 1975-1988, 1988-2012.

2.4.1. Intervallo temporale 01:1948 – 01:1975

L'output della regressione, una volta eliminate tutte le variabili non significative, è:

Modello 25:OLS, usando le osservazioni 1949:03-1975:02 (T = 312)
Variabile dipendente: d_INFL_GAP

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	6,63591e-05	0,000140331	0,4729	0,63664	
d_UNEMPL_GA_3	-0,149034	0,0586781	-2,5399	0,01159	**
d_UNEMPL_G_12	0,141609	0,0582236	2,4322	0,01559	**
d_INFL_GAP_1	-0,733612	0,0557472	-13,1596	<0,00001	***
d_INFL_GAP_2	-0,494943	0,0680982	-7,2681	<0,00001	***
d_INFL_GAP_3	-0,525612	0,0717011	-7,3306	<0,00001	***
d_INFL_GAP_4	-0,501336	0,0732619	-6,8431	<0,00001	***
d_INFL_GAP_5	-0,359206	0,0730921	-4,9144	<0,00001	***
d_INFL_GAP_6	-0,315382	0,0694821	-4,5390	<0,00001	***
d_INFL_GAP_7	-0,234099	0,0646432	-3,6214	0,00034	***
d_INFL_GAP_8	-0,156007	0,0541658	-2,8802	0,00426	***

Media var. dipendente	0,000013	SQM var. dipendente	0,003151
Somma quadr. residui	0,001846	E.S. della regressione	0,002476
R-quadro	0,402370	R-quadro corretto	0,382515
F(10, 301)	20,26561	P-value(F)	1,40e-28

Log-verosimiglianza	1435,199	Criterio di Akaike	-2848,399
Criterio di Schwarz	-2807,226	Hannan-Quinn	-2831,943
rho	-0,010722	Valore h di Durbin	-1,033228

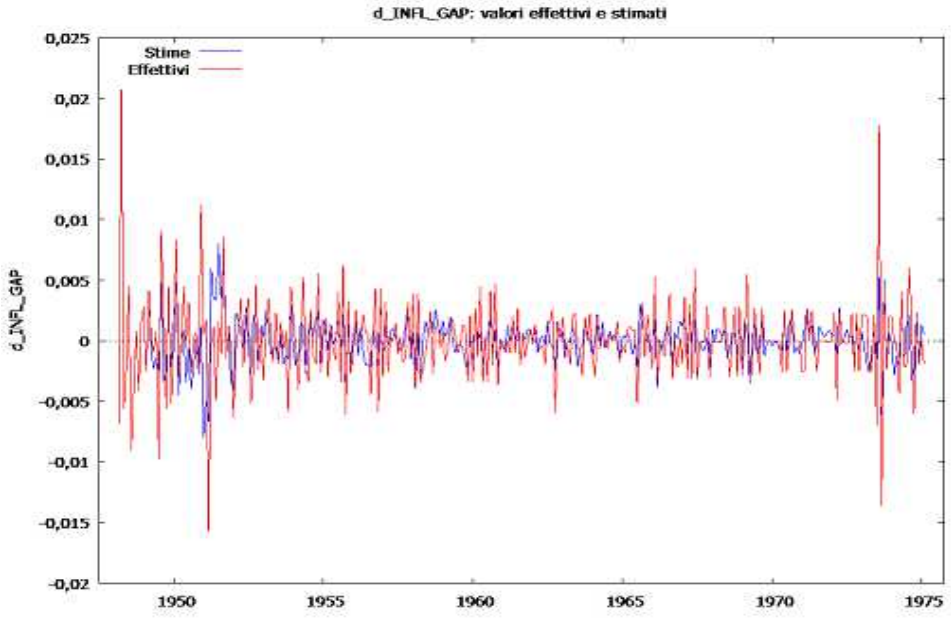
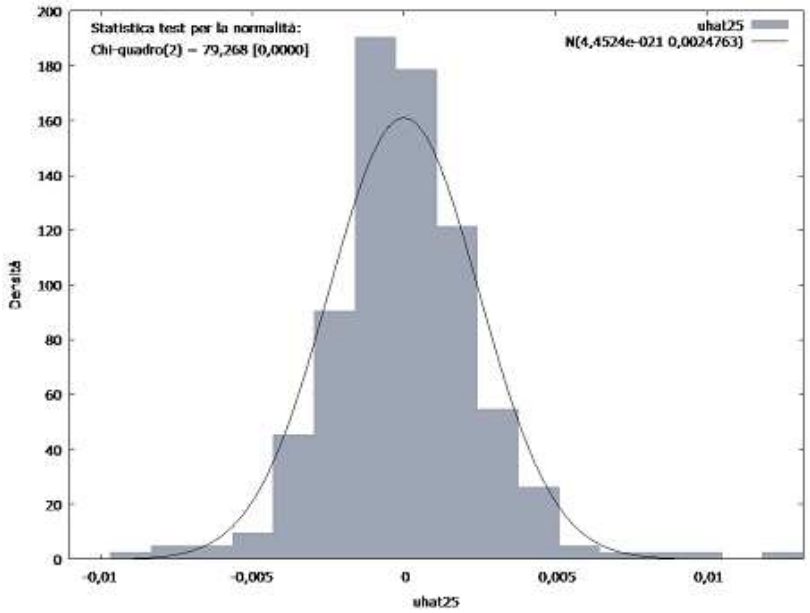


Figura 2.7. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 25.

Gli indici R-quadro e R-quadro aggiustato sono aumentati, così come il fitting tra valori effettivi e valori stimati.

- **Test Normalità**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 79,268 con p-value 0,00000
I residui continuano a non soddisfare l'ipotesi di normalità



- **Test Omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1949:03-1975:02 (T = 312)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_d_UNEMPL_G sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP
 sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP
```

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	5,15087e-06	1,06315e-06	4,845	2,21e-06	***
d_UNEMPL_GA_3	0,000351052	0,000377597	0,9297	0,3534	
d_UNEMPL_G_12	0,000379849	0,000401777	0,9454	0,3453	
d_INFL_GAP_1	0,000157556	0,000370554	0,4252	0,6711	
d_INFL_GAP_2	0,00100302	0,000448880	2,234	0,0263	**
d_INFL_GAP_3	0,000813022	0,000478426	1,699	0,0905	*
d_INFL_GAP_4	0,000938514	0,000503629	1,864	0,0635	*
d_INFL_GAP_5	0,00116158	0,000497816	2,333	0,0204	**
d_INFL_GAP_6	0,00113653	0,000452834	2,510	0,0127	**
d_INFL_GAP_7	0,00102661	0,000444259	2,311	0,0216	**
d_INFL_GAP_8	0,000463436	0,000366176	1,266	0,2068	
sq_d_UNEMPL_G	-0,100468	0,0788416	-1,274	0,2037	
X2_X3	0,157489	0,147866	1,065	0,2879	
X2_X4	0,148389	0,147536	1,006	0,3155	
X2_X5	-0,199177	0,202240	-0,9849	0,3256	
X2_X6	-0,155122	0,229425	-0,6761	0,4996	
X2_X7	-0,287849	0,239315	-1,203	0,2302	
X2_X8	-0,537818	0,249404	-2,156	0,0320	**
X2_X9	-0,493211	0,215184	-2,292	0,0227	**
X2_X10	-0,317440	0,191049	-1,662	0,0978	*
X2_X11	0,0634410	0,182103	0,3484	0,7278	
X3_X4	-0,142872	0,185545	-0,7700	0,4420	
X3_X5	-0,117093	0,246465	-0,4751	0,6351	
X3_X6	0,0288574	0,235811	0,1224	0,9027	
X3_X7	-0,117912	0,195790	-0,6022	0,5476	
X3_X8	0,151776	0,188899	0,8035	0,4224	
X3_X9	0,275893	0,232477	1,187	0,2364	
X3_X10	0,238491	0,212691	1,121	0,2632	
X3_X11	0,0361948	0,172081	0,2103	0,8336	
sq_d_INFL_GAP	-0,0613518	0,0538961	-1,138	0,2561	
X4_X5	-0,00217210	0,0709113	-0,03063	0,9756	
X4_X6	0,245480	0,141954	1,729	0,0850	*
X4_X7	0,0974476	0,115520	0,8436	0,3997	
X4_X8	-0,360438	0,138212	-2,608	0,0097	***
X4_X9	-0,172965	0,163315	-1,059	0,2906	
X4_X10	-0,140727	0,0999696	-1,408	0,1604	
X4_X11	0,336372	0,114316	2,942	0,0036	***
X5_X6	0,133515	0,0857492	1,557	0,1207	
X5_X7	0,0535569	0,158288	0,3384	0,7354	
X5_X8	-0,137906	0,114951	-1,200	0,2314	
X5_X9	-0,219374	0,144224	-1,521	0,1295	
X5_X10	-0,0416705	0,170712	-0,2441	0,8074	
X5_X11	-0,0346805	0,129533	-0,2677	0,7891	
X6_X7	0,00879361	0,0894292	0,09833	0,9217	
X6_X8	-0,329322	0,155011	-2,125	0,0346	**
X6_X9	-0,487490	0,0898736	-5,424	1,36e-07	***
X6_X10	-0,351071	0,158866	-2,210	0,0280	**
X6_X11	0,210253	0,179084	1,174	0,2415	
X7_X8	-0,211991	0,0849114	-2,497	0,0132	**
X7_X9	-0,372943	0,155506	-2,398	0,0172	**
X7_X10	-0,156493	0,117521	-1,332	0,1842	
X7_X11	-0,0755257	0,160552	-0,4704	0,6385	
X8_X9	-0,0352833	0,0920326	-0,3834	0,7018	
X8_X10	0,0246488	0,176210	0,1399	0,8889	
X8_X11	-0,123387	0,112173	-1,100	0,2724	
X9_X10	0,000322262	0,0957553	0,003365	0,9973	

```
  X9_X11          -0,262623     0,149520     -1,756      0,0802   *
  X10_X11         -0,0911026    0,104214     -0,8742     0,3828

  R-quadro = 0,310971

Statistica test: TR^2 = 97,023039,
con p-value = P(Chi-quadro(57) > 97,023039) = 0,000750
```

2) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1949:03-1975:02 (T = 312)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                 coefficiente  errore std.  rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const             0,998034     0,133611     7,470     8,77e-013 ***
  d_UNEMPL_GA_3    12,1838      55,8682       0,2181    0,8275
  d_UNEMPL_G_12   -15,3195      55,4355      -0,2763    0,7825
  d_INFL_GAP_1    -28,8448      53,0777      -0,5434    0,5872
  d_INFL_GAP_2     28,8660      64,8373       0,4452    0,6565
  d_INFL_GAP_3      8,87723     68,2677       0,1300    0,8966
  d_INFL_GAP_4     10,2495      69,7537       0,1469    0,8833
  d_INFL_GAP_5    114,800       69,5921       1,650     0,1001
  d_INFL_GAP_6    213,125       66,1549       3,222     0,0014    ***
  d_INFL_GAP_7    158,470       61,5478       2,575     0,0105    **
  d_INFL_GAP_8     69,7636      51,5720       1,353     0,1772

  Somma dei quadrati spiegata = 86,8806

Statistica test: LM = 43,440279,
con p-value = P(Chi-quadro(10) > 43,440279) = 0,000004
```

3) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  alpha(0)     2,39253e-06   9,48396e-07     2,523      0,0122   **
  alpha(1)     0,357789      0,0589294       6,071      4,01e-09 ***
  alpha(2)     0,00221512    0,0625468       0,03542    0,9718
  alpha(3)     0,173652      0,0625608       2,776      0,0059   ***
  alpha(4)    -0,0648530     0,0632132      -1,026      0,3058
  alpha(5)     0,0866753     0,0632524       1,370      0,1717
  alpha(6)     0,113992      0,0633595       1,799      0,0730   *
  alpha(7)    -0,0491107     0,0633413      -0,7753     0,4388
  alpha(8)    -0,0334212     0,0617209      -0,5415     0,5886
  alpha(9)    -0,0841812     0,0614488      -1,370      0,1718
  alpha(10)    0,0124745     0,0609561       0,2046     0,8380
  alpha(11)    0,00920362    0,0608819       0,1512     0,8799
  alpha(12)    0,0498501     0,0575642       0,8660     0,3872

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 64,5317
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 64,5317) = 3,32725e-009
```

I test portano alla medesima conclusione: i residui sono affetti da eteroschedasticità.

- **Test Autocorrelazione**

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione

```
fino all'ordine 12
OLS, usando le osservazioni 1949:03-1975:02 (T = 312)
Variabile dipendente: uhat

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const           -2,58730e-05   0,000142067   -0,1821      0,8556
  d_UNEMPL_GA_3    0,0228181     0,0612307      0,3727      0,7097
  d_UNEMPL_G_12   -0,0555792     0,0644636     -0,8622      0,3893
  d_INFL_GAP_1     0,193929      0,300009       0,6464      0,5185
  d_INFL_GAP_2     0,538784      0,350982       1,535       0,1259
  d_INFL_GAP_3     0,392242      0,351247       1,117       0,2650
  d_INFL_GAP_4     0,185263      0,281525       0,6581      0,5110
  d_INFL_GAP_5     0,236773      0,261714       0,9047      0,3664
  d_INFL_GAP_6     0,00946746    0,237928       0,03979     0,9683
  d_INFL_GAP_7     0,0704092     0,185974       0,3786      0,7053
  d_INFL_GAP_8     0,217444      0,178890       1,216       0,2252
  uhat_1          -0,205187      0,303847      -0,6753      0,5000
  uhat_2          -0,424473      0,296083      -1,434       0,1528
  uhat_3          -0,00271557    0,293821      -0,009242    0,9926
  uhat_4           0,107375      0,247468       0,4339      0,6647
  uhat_5          -0,0441959     0,247509      -0,1786      0,8584
  uhat_6           0,209022      0,227044       0,9206      0,3580
  uhat_7          -0,0984332     0,220094      -0,4472      0,6550
  uhat_8          -0,207052      0,187720      -1,103       0,2710
  uhat_9           0,0936529     0,140512       0,6665      0,5056
  uhat_10         -0,0411217     0,0795350     -0,5170      0,6055
  uhat_11          0,00864678    0,0796151      0,1086      0,9136
  uhat_12         -0,126003      0,0728560     -1,729       0,0848  *

  R-quadro = 0,035593

Statistica test: LMF = 0,888842,con p-value = P(F(12,289) > 0,888842) = 0,559

Statistica alternativa: TR^2 = 11,105107,con p-value = P(Chi-quadro(12) > 11,1051) = 0,52

Ljung-Box Q' = 5,30053,con p-value = P(Chi-quadro(12) > 5,30053) = 0,947
```

Sulla base dei risultati dei test possiamo concludere che i residui non sono autocorrelati.

Come abbiamo potuto osservare dai risultati dei test sui residui nel sottoperiodo campionario 01:1948 – 01:1975 non vengono risolti i problemi di eteroschedasticità, e pertanto non possiamo ritenere il modello affidabile.

2.4.2 Intervallo temporale 02: 1975 – 01: 1988

L'output della regressione è:

Modello 41:OLS, usando le osservazioni 1975:02-1988:01 (T = 156)
Variabile dipendente: d_INFL_GAP

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*
const	-5,81514e-05	0,000168136	-0,3459	0,72995

d_UNEMPL_GAP	-0,230161	0,0901077	-2,5543	0,01168	**
d_UNEMPL_GA_1	-0,188041	0,0881961	-2,1321	0,03470	**
d_UNEMPL_GA_9	-0,191882	0,0812296	-2,3622	0,01950	**
d_INFL_GAP_1	-0,453115	0,0795182	-5,6982	<0,00001	***
d_INFL_GAP_2	-0,407156	0,0826865	-4,9241	<0,00001	***
d_INFL_GAP_3	-0,364417	0,0857321	-4,2507	0,00004	***
d_INFL_GAP_4	-0,362156	0,0871885	-4,1537	0,00006	***
d_INFL_GAP_5	-0,231769	0,0855118	-2,7104	0,00754	***
d_INFL_GAP_6	-0,293241	0,0824619	-3,5561	0,00051	***
d_INFL_GAP_7	-0,289352	0,078632	-3,6798	0,00033	***
d_INFL_GAP_8	-0,207482	0,0751787	-2,7599	0,00653	***

Media var. dipendente	-5,58e-06	SQM var. dipendente	0,002441
Somma quadr. residui	0,000631	E.S. della regressione	0,002094
R-quadro	0,316307	R-quadro corretto	0,264081
F(11, 144)	6,056445	P-value(F)	4,29e-08
Log-verosimiglianza	747,2027	Criterio di Akaike	-1470,405
Criterio di Schwarz	-1433,807	Hannan-Quinn	-1455,541
rho	-0,041051	Valore h di Durbin	-3,621882

Come possiamo notare dal grafico, il fitting è abbastanza buono, anche se il modello non sembra spiegare le oscillazioni più ampie. Ciò si riflette sui valori assunti dagli indici R^2 e $\hat{R}^2$.

Analizziamo ora le ipotesi sui residui.

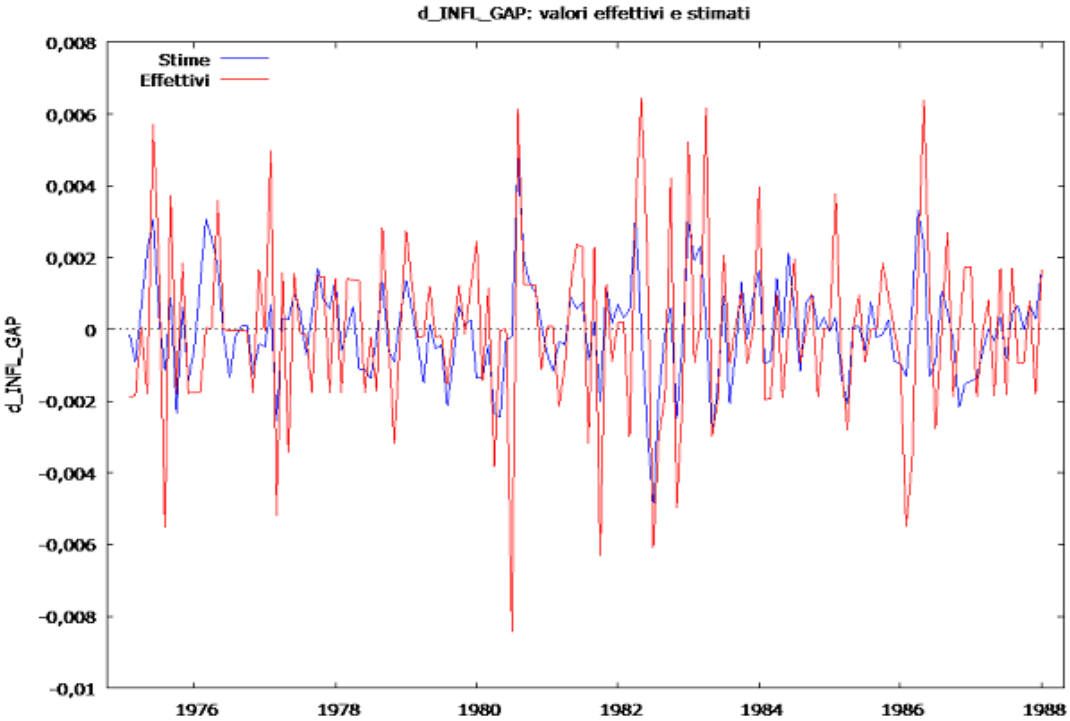
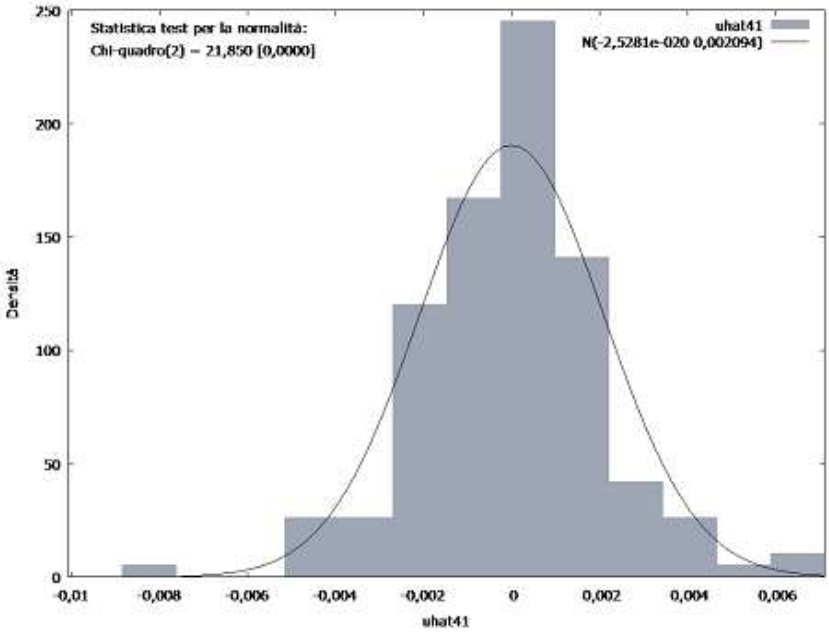


Figura 2.8. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 41

- **Test Normalità**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 21,850 con p-value 0,00002



I residui non rispettano l'ipotesi di normalità

- **Test Omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1975:02-1988:01 (T = 156)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_d_UNEMPL_G sq_d_UNEMPL_G sq_d_INFL_GAP
 sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP
 sq_d_INFL_GAP
```

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	3,37362e-06	1,34811e-06	2,502	0,0142	**
d_UNEMPL_GAP	0,000498606	0,000512142	0,9736	0,3330	
d_UNEMPL_GA_1	0,000637381	0,000485487	1,313	0,1927	
d_UNEMPL_GA_9	0,000524744	0,000485872	1,080	0,2831	
d_INFL_GAP_1	0,000850103	0,000469453	1,811	0,0736	*
d_INFL_GAP_2	-0,000249957	0,000502537	-0,4974	0,6202	
d_INFL_GAP_3	-0,000533320	0,000535241	-0,9964	0,3218	
d_INFL_GAP_4	0,000307338	0,000563299	0,5456	0,5867	
d_INFL_GAP_5	-0,000498837	0,000511922	-0,9744	0,3325	
d_INFL_GAP_6	0,000309037	0,000534076	0,5786	0,5643	
d_INFL_GAP_7	-0,000376920	0,000476068	-0,7917	0,4307	
d_INFL_GAP_8	7,86380e-05	0,000473060	0,1662	0,8684	
sq_d_UNEMPL_G	0,0311941	0,137250	0,2273	0,8207	
X2_X3	-0,0122765	0,288338	-0,04258	0,9661	
X2_X4	0,00998832	0,302678	0,03300	0,9738	
X2_X5	0,177709	0,269331	0,6598	0,5111	
X2_X6	-0,186165	0,283537	-0,6566	0,5132	
X2_X7	-0,230606	0,269629	-0,8553	0,3947	
X2_X8	0,235838	0,265591	0,8880	0,3770	
X2_X9	0,111304	0,251258	0,4430	0,6589	
X2_X10	-0,0154103	0,269181	-0,05725	0,9545	
X2_X11	-0,212008	0,282790	-0,7497	0,4555	

```
  X2_X12           0,0969200     0,296070        0,3274     0,7442
  X3_X4            0,388810      0,262466        1,481      0,1421
  X3_X5           -0,260200      0,226446       -1,149      0,2537
  X3_X6           -0,456831      0,313242       -1,458      0,1483
  X3_X7           -0,552833      0,318300       -1,737      0,0860  *
  X3_X8           -0,260123      0,273476       -0,9512     0,3442
  X3_X9           -0,316554      0,274611       -1,153      0,2522
  X3_X10          -0,145385      0,288921       -0,5032     0,6161
  X3_X11          -0,357408      0,246914       -1,447      0,1514
  X3_X12          -0,150529      0,266817       -0,5642     0,5741
  X4_X5            0,147144      0,258871        0,5684     0,5712
  X4_X6            0,0673049     0,232480        0,2895     0,7729
  X4_X7            0,159891      0,237455        0,6734     0,5025
  X4_X8           -0,350330      0,278628       -1,257      0,2120
  X4_X9           -0,344345      0,290822       -1,184      0,2396
  X4_X10           0,0647270     0,217288        0,2979     0,7665
  X4_X11           0,0943017     0,289222        0,3261     0,7452
  X4_X12           0,225407      0,296824        0,7594     0,4497
  sq_d_INFL_GAP   -0,0140913     0,115768       -0,1217     0,9034
  X5_X6           -0,0396536     0,151134       -0,2624     0,7937
  X5_X7           -0,254344      0,197083       -1,291      0,2003
  X5_X8            0,150964      0,168561        0,8956     0,3729
  X5_X9            0,0821287     0,279679        0,2937     0,7697
  X5_X10          -0,324428      0,275462       -1,178      0,2421
  X5_X11          -0,496072      0,277191       -1,790      0,0770  *
  X5_X12          -0,0574179     0,219823       -0,2612     0,7946
  X6_X7           -0,137112      0,155524       -0,8816     0,3804
  X6_X8           -0,0274916     0,206165       -0,1333     0,8942
  X6_X9            0,111693      0,174481        0,6401     0,5238
  X6_X10          -0,273123      0,247968       -1,101      0,2737
  X6_X11          -0,202509      0,327821       -0,6177     0,5384
  X6_X12          -0,0991112     0,278300       -0,3561     0,7226
  X7_X8            0,00278549    0,170898        0,01630    0,9870
  X7_X9           -0,0600558     0,178951       -0,3356     0,7380
  X7_X10          -0,339738      0,205614       -1,652      0,1021
  X7_X11          -0,204447      0,249705       -0,8188     0,4152
  X7_X12           0,198886      0,319064        0,6233     0,5347
  X8_X9            0,259886      0,190804        1,362      0,1767
  X8_X10           0,0303585     0,184931        0,1642     0,8700
  X8_X11           0,0665969     0,215076        0,3096     0,7576
  X8_X12           0,282107      0,231400        1,219      0,2261
  X9_X10          -0,270081      0,173755       -1,554      0,1237
  X9_X11           0,334889      0,165387        2,025      0,0459  **
  X9_X12           0,426916      0,196810        2,169      0,0328  **
  X10_X11         -0,00998586    0,184177       -0,05422    0,9569
  X10_X12          0,0834600     0,167705        0,4977     0,6200
  X11_X12         -0,0294432     0,187920       -0,1567     0,8759

  R-quadro = 0,379457

Statistica test: TR^2 = 59,195216,
con p-value = P(Chi-quadro(68) > 59,195216) = 0,768053
```

2) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1975:02-1988:01 (T = 156)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                 coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const             0,989653     0,157472     6,285     3,68e-09 ***
  d_UNEMPL_GAP    125,350       84,3928       1,485     0,1396
  d_UNEMPL_GA_1    49,3196      82,6024       0,5971    0,5514
  d_UNEMPL_GA_9   136,191       76,0778       1,790     0,0755   *
  d_INFL_GAP_1     14,1090      74,4749       0,1894    0,8500
  d_INFL_GAP_2   -121,834       77,4423      -1,573     0,1179
  d_INFL_GAP_3   -161,955       80,2947      -2,017     0,0456   **
```

```
  d_INFL_GAP_4    -73,3496      81,6587      -0,8982    0,3706
  d_INFL_GAP_5   -181,632       80,0883      -2,268     0,0248   **
  d_INFL_GAP_6    -31,2062      77,2319      -0,4041    0,6868
  d_INFL_GAP_7   -147,629       73,6449      -2,005     0,0469   **
  d_INFL_GAP_8    -46,4852      70,4106      -0,6602    0,5102

  Somma dei quadrati spiegata = 60,908

Statistica test: LM = 30,454023,
con p-value = P(Chi-quadro(11) > 30,454023) = 0,001344
```

3) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  -------------------------------------------------------------
  alpha(0)     3,45626e-06   1,33315e-06     2,593      0,0106  **
  alpha(1)     0,0635343     0,0870668       0,7297     0,4669
  alpha(2)     0,0518197     0,0869153       0,5962     0,5521
  alpha(3)    -0,00806332    0,0870116      -0,09267    0,9263
  alpha(4)    -0,0547572     0,0869524      -0,6297     0,5300
  alpha(5)    -0,00952231    0,0869960      -0,1095     0,9130
  alpha(6)     0,0591432     0,0860464       0,6873     0,4931
  alpha(7)     0,0334597     0,0860670       0,3888     0,6981
  alpha(8)    -0,00995896    0,0860909      -0,1157     0,9081
  alpha(9)    -0,0252336     0,0852349      -0,2960     0,7677
  alpha(10)    0,0328298     0,0852562       0,3851     0,7008
  alpha(11)    0,0802669     0,0852551       0,9415     0,3482
  alpha(12)   -0,0870217     0,0854359      -1,019      0,3103

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 3,9026
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 3,9026) = 0,985131
```

In questo caso il test di White e il test di Breusch-Pagan sono decisamente discordanti: il primo accetta l'ipotesi nulla di omoschedasticità, mentre il secondo la rigetta. Il test ARCH, a sua volta, accetta l'ipotesi nulla di omoschedasticità di tipo autoregressivo. Pertanto siamo portati a sostenere che i residui rispettino l'ipotesi di omoschedasticità.

- **Test Autocorrelazione**

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione

```
fino all'ordine 12
OLS, usando le osservazioni 1975:02-1988:01 (T = 156)
Variabile dipendente: uhat

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  -------------------------------------------------------------
  const            5,25104e-05   0,000166451     0,3155     0,7529
  d_UNEMPL_GAP     0,0438857     0,0916618       0,4788     0,6329
  d_UNEMPL_GA_1    0,0501032     0,111904        0,4477     0,6551
  d_UNEMPL_GA_9   -0,0508894     0,0844937      -0,6023     0,5480
  d_INFL_GAP_1     0,151674      0,340375        0,4456     0,6566
  d_INFL_GAP_2     0,403299      0,233449        1,728      0,0864  *
  d_INFL_GAP_3     0,189297      0,247523        0,7648     0,4458
  d_INFL_GAP_4     0,270782      0,212123        1,277      0,2040
  d_INFL_GAP_5     0,120957      0,197761        0,6116     0,5418
  d_INFL_GAP_6     0,133811      0,185728        0,7205     0,4725
  d_INFL_GAP_7     0,0445288     0,180704        0,2464     0,8057
  d_INFL_GAP_8    -0,0940543     0,188502       -0,4990     0,6186
  uhat_1          -0,209589      0,350271       -0,5984     0,5506
```

```
  uhat_2          -0,458733      0,274762       -1,670      0,0974  *
  uhat_3          -0,0395285     0,252964       -0,1563     0,8761
  uhat_4          -0,156222      0,209809       -0,7446     0,4578
  uhat_5           0,0280287     0,201661        0,1390     0,8897
  uhat_6          -0,0531597     0,191972       -0,2769     0,7823
  uhat_7           0,0293768     0,184341        0,1594     0,8736
  uhat_8           0,136443      0,185159        0,7369     0,4625
  uhat_9          -0,145622      0,142829       -1,020      0,3098
  uhat_10         -0,228868      0,105856       -2,162      0,0324  **
  uhat_11         -0,0170868     0,0970379      -0,1761     0,8605
  uhat_12         -0,202090      0,0982871      -2,056      0,0417  **

  R-quadro = 0,117551

Statistica test: LMF = 1,465306,
con p-value = P(F(12,132) > 1,46531) = 0,145

Statistica alternativa: TR^2 = 18,337914,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 18,3379) = 0,106

Ljung-Box Q' = 10,0754,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 10,0754) = 0,609
```

Per quanto riguarda i risultati dei test sull'autocorrelazione, tutti sono caratterizzati da un p-value maggiore del livello del 5% e questo ci porta ad accettare l'ipotesi di assenza di autocorrelazione dei residui.

In questo periodo possiamo sostenere di aver trovato un modello che rispetta le ipotesi teoriche sui residui. Essi, pur non accettando l'ipotesi di normalità, fatto che non costituisce in ogni caso motivo di inaffidabilità, rispettano l'ipotesi di non autocorrelazione ed omoschedasticità.

In questo sottocampione, quindi, siamo stati in grado di sviluppare un modello quantomeno soddisfacente che convalida la relazione della curva di Phillips (corretta per le aspettative). Come possiamo osservare dall'output della regressione, i coefficienti dei ritardi di UNEMPL_GAP hanno segno negativo e siamo perciò in linea con quanto espresso dalla relazione oggetto del nostro studio, che individua una relazione inversa tra la variazione del tasso di inflazione e la deviazione del tasso di disoccupazione dal tasso naturale di disoccupazione. Chiaramente nel nostro caso la relazione è diversa, poiché le serie sono state differenziate.

2.4.3 Intervallo temporale 01: 1988 - 04: 2012

L'output della regressione è:

Modello 56: OLS, usando le osservazioni 1988:01-2012:04 (T = 292)
Variabile dipendente: d_INFL_GAP

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	-1,74801e-06	0,000140775	-0,0124	0,99010	
d_UNEMPL_GA_9	0,1835	0,102398	1,7920	0,07421	*
d_INFL_GAP_1	-0,425093	0,0577386	-7,3624	<0,00001	***
d_INFL_GAP_2	-0,557481	0,0615638	-9,0553	<0,00001	***
d_INFL_GAP_3	-0,469152	0,0688785	-6,8113	<0,00001	***
d_INFL_GAP_4	-0,348218	0,0719844	-4,8374	<0,00001	***
d_INFL_GAP_5	-0,411744	0,0710043	-5,7989	<0,00001	***

d_INFL_GAP_6	-0,272671	0,0734042	-3,7147	0,00025	***
d_INFL_GAP_7	-0,215698	0,0689225	-3,1296	0,00194	***
d_INFL_GAP_8	-0,200156	0,0630261	-3,1758	0,00166	***
d_INFL_GAP_9	-0,105212	0,0614942	-1,7109	0,08820	*
d_INFL_GAP_11	0,163108	0,0536475	3,0404	0,00259	***

Media var. dipendente	-1,38e-06	SQM var. dipendente	0,002854
Somma quadr. residui	0,001620	E.S. della regressione	0,002405
R-quadro	0,316658	R-quadro corretto	0,289813
F(11, 280)	11,79555	P-value(F)	4,07e-18
Log-verosimiglianza	1352,585	Criterio di Akaike	-2681,171
Criterio di Schwarz	-2637,050	Hannan-Quinn	-2663,498
rho	0,002913	Valore h di Durbin	0,287516

I valori assunti dagli indici R^2 e $\hat{R}^2$ si assestano intorno ai medesimi livelli dei modelli precedenti, fatto che si riflette sul grafico, dal quale possiamo notare una scarsa capacità di adattamento dei valori stimati dal modello alle reali osservazioni della variabile di interesse.

Vediamo ora se i residui rispettano in questo sottointervallo le ipotesi fondamentali.

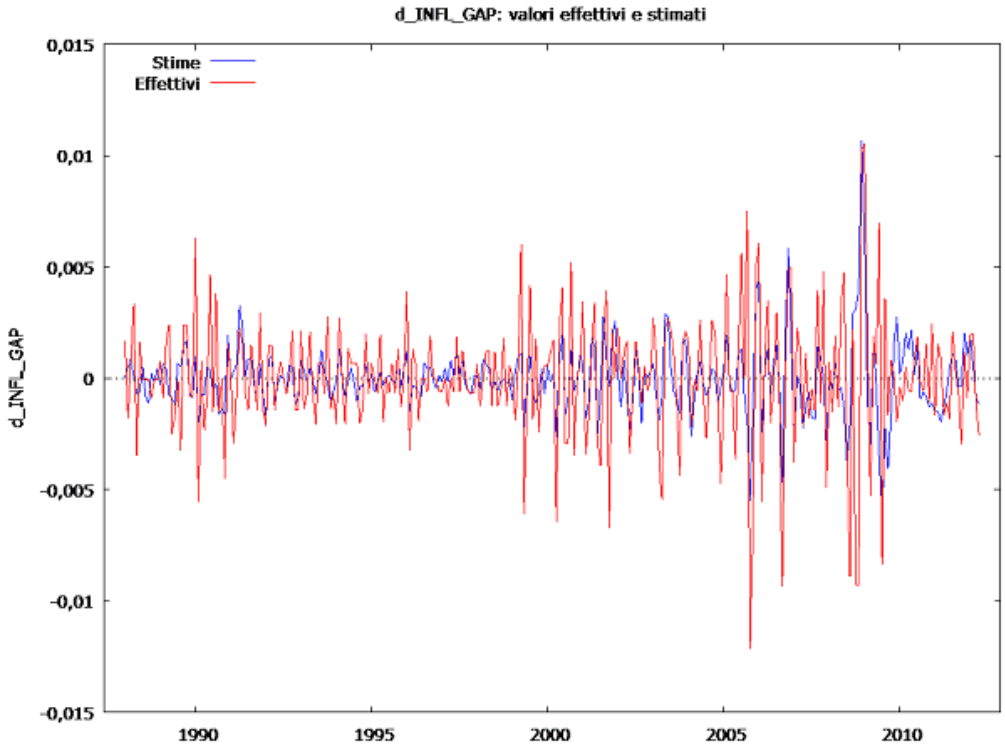
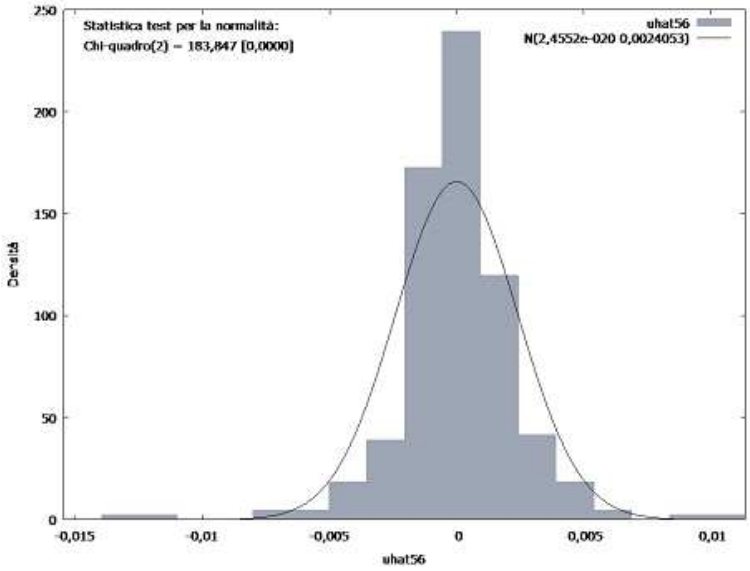


Figura 2.9. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 56.

- **Test Normalità**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 183,847 con p-value 0,00000

Il test riporta un p-value nullo. L'ipotesi di normalità deve essere rigettata.



- **Test Omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1988:01-2012:04 (T = 292)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP
 sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP sq_d_INFL_GAP
 sq_d_INFL_GAP
```

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	2,52849e-06	1,11488e-06	2,268	0,0243	**
d_UNEMPL_GA_9	-0,000989894	0,000590575	-1,676	0,0951	*
d_INFL_GAP_1	0,000456538	0,000377822	1,208	0,2282	
d_INFL_GAP_2	-7,05768e-05	0,000435318	-0,1621	0,8714	
d_INFL_GAP_3	0,000330705	0,000530270	0,6237	0,5335	
d_INFL_GAP_4	0,00136666	0,000571155	2,393	0,0175	**
d_INFL_GAP_5	0,00217698	0,000595808	3,654	0,0003	***
d_INFL_GAP_6	0,00191023	0,000659675	2,896	0,0042	***
d_INFL_GAP_7	0,00210306	0,000643752	3,267	0,0013	***
d_INFL_GAP_8	0,000638660	0,000519884	1,228	0,2206	
d_INFL_GAP_9	0,000509682	0,000450260	1,132	0,2589	
d_INFL_GAP_11	0,000126911	0,000350440	0,3621	0,7176	
sq_d_UNEMPL_G	0,400551	0,286324	1,399	0,1632	
X2_X3	0,278232	0,318083	0,8747	0,3827	
X2_X4	0,668762	0,361143	1,852	0,0654	*
X2_X5	0,766364	0,358000	2,141	0,0334	**
X2_X6	0,164408	0,385079	0,4269	0,6698	
X2_X7	-0,433477	0,393173	-1,103	0,2714	
X2_X8	0,0690359	0,407125	0,1696	0,8655	
X2_X9	0,238855	0,385381	0,6198	0,5360	
X2_X10	-0,246624	0,330444	-0,7463	0,4562	
X2_X11	-0,0937494	0,297231	-0,3154	0,7527	
X2_X12	-0,482199	0,290941	-1,657	0,0988	*
sq_d_INFL_GAP	0,158280	0,0739755	2,140	0,0335	**
X3_X4	-0,0963100	0,108529	-0,8874	0,3758	
X3_X5	0,371150	0,110514	3,358	0,0009	***
X3_X6	-0,0276489	0,127490	-0,2169	0,8285	
X3_X7	-0,440542	0,183779	-2,397	0,0173	**
X3_X8	-0,505276	0,171572	-2,945	0,0036	***

```
  X3_X9          -0,147076     0,153982     -0,9552     0,3405
  X3_X10         -0,373841     0,178208     -2,098      0,0371   **
  X3_X11         -0,0498260    0,175683     -0,2836     0,7770
  X3_X12          0,444524     0,162021      2,744      0,0066   ***
  X4_X5           0,151769     0,127691      1,189      0,2359
  X4_X6          -0,538319     0,126327     -4,261      3,00e-05 ***
  X4_X7          -0,401321     0,123944     -3,238      0,0014   ***
  X4_X8          -0,868711     0,177355     -4,898      1,86e-06 ***
  X4_X9          -0,495839     0,163146     -3,039      0,0027   ***
  X4_X10         -0,616538     0,178986     -3,445      0,0007   ***
  X4_X11         -0,578531     0,181960     -3,179      0,0017   ***
  X4_X12         -0,190400     0,165438     -1,151      0,2510
  X5_X6           0,270919     0,119922      2,259      0,0248   **
  X5_X7          -0,260056     0,128849     -2,018      0,0448   **
  X5_X8          -0,136329     0,128206     -1,063      0,2888
  X5_X9           0,0488186    0,178432      0,2736     0,7846
  X5_X10         -0,157434     0,164958     -0,9544     0,3409
  X5_X11          0,0366855    0,172289      0,2129     0,8316
  X5_X12          0,236997     0,170255      1,392      0,1653
  X6_X7          -0,0319047    0,125217     -0,2548     0,7991
  X6_X8          -0,118641     0,139759     -0,8489     0,3968
  X6_X9          -0,221090     0,139500     -1,585      0,1144
  X6_X10          0,00133234   0,189917      0,007015   0,9944
  X6_X11          0,270070     0,193699      1,394      0,1646
  X6_X12          0,108222     0,206081      0,5251     0,6000
  X7_X8          -0,163909     0,118889     -1,379      0,1694
  X7_X9          -0,444262     0,139559     -3,183      0,0017   ***
  X7_X10         -0,310512     0,131863     -2,355      0,0194   **
  X7_X11          0,308471     0,193345      1,595      0,1120
  X7_X12          0,0200480    0,177061      0,1132     0,9100
  X8_X9          -0,0969669    0,113690     -0,8529     0,3946
  X8_X10          0,203129     0,135369      1,501      0,1349
  X8_X11          0,0734280    0,128731      0,5704     0,5690
  X8_X12         -0,0658034    0,163938     -0,4014     0,6885
  X9_X10          0,0539075    0,114826      0,4695     0,6392
  X9_X11          0,243865     0,144167      1,692      0,0921   *
  X9_X12          0,247901     0,172672      1,436      0,1525
  X10_X11         0,0196498    0,101170      0,1942     0,8462
  X10_X12         0,151023     0,120939      1,249      0,2131
  X11_X12         0,255058     0,132040      1,932      0,0547   *

  R-quadro = 0,620926

Statistica test: TR^2 = 181,310483,
con p-value = P(Chi-quadro(68) > 181,310483) = 0,000000
```

2) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1988:01-2012:04 (T = 292)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                 coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const              1,00032     0,175957     5,685     3,28e-08 ***
  d_UNEMPL_GA_9   -182,224     127,989       -1,424     0,1556
  d_INFL_GAP_1    -101,310      72,1687      -1,404     0,1615
  d_INFL_GAP_2      19,0754     76,9499       0,2479    0,8044
  d_INFL_GAP_3    -121,509      86,0926      -1,411     0,1592
  d_INFL_GAP_4      72,1844     89,9748       0,8023    0,4231
  d_INFL_GAP_5     210,373      88,7498       2,370     0,0184   **
  d_INFL_GAP_6     158,204      91,7494       1,724     0,0858   *
  d_INFL_GAP_7     106,755      86,1477       1,239     0,2163
  d_INFL_GAP_8      35,4481     78,7776       0,4500    0,6531
  d_INFL_GAP_9      40,9656     76,8629       0,5330    0,5945
  d_INFL_GAP_11     -6,02269    67,0552      -0,08982   0,9285

  Somma dei quadrati spiegata = 197,541
```

```
Statistica test: LM = 98,770582,
con p-value = P(Chi-quadro(11) > 98,770582) = 0,000000
```

3) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  alpha(0)     2,29665e-06   1,17325e-06     1,958      0,0513   *
  alpha(1)     0,319900      0,0610838       5,237      3,31e-07 ***
  alpha(2)     0,0379809     0,0641175       0,5924     0,5541
  alpha(3)     0,0196734     0,0640745       0,3070     0,7591
  alpha(4)    -0,00916323    0,0639904      -0,1432     0,8862
  alpha(5)     0,0646300     0,0639379       1,011      0,3130
  alpha(6)    -0,125293      0,0626552      -2,000      0,0465   **
  alpha(7)     0,218464      0,0626615       3,486      0,0006   ***
  alpha(8)     0,0450432     0,0639559       0,7043     0,4819
  alpha(9)    -0,0588381     0,0639876      -0,9195     0,3587
  alpha(10)    0,0542076     0,0640606       0,8462     0,3982
  alpha(11)   -0,0308464     0,0641112      -0,4811     0,6308
  alpha(12)    0,0593611     0,0610809       0,9718     0,3320

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 50,1848
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 50,1848) = 1,29647e-006
```

Tutti i test hanno un p-value inferiore al livello del 5% e rigettano quindi l'ipotesi di omoschedasticità.

- **Test Autocorrelazione**

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione

```
fino all'ordine 12
OLS, usando le osservazioni 1988:01-2012:04 (T = 292)
Variabile dipendente: uhat

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const            1,04938e-05   0,000136780     0,07672    0,9389
  d_UNEMPL_GA_9   -0,0331202     0,103155       -0,3211     0,7484
  d_INFL_GAP_1    -0,0150576     0,367179       -0,04101    0,9673
  d_INFL_GAP_2    -0,436161      0,291219       -1,498      0,1354
  d_INFL_GAP_3    -0,559069      0,376300       -1,486      0,1385
  d_INFL_GAP_4    -0,283367      0,319006       -0,8883     0,3752
  d_INFL_GAP_5    -0,412287      0,329495       -1,251      0,2119
  d_INFL_GAP_6    -0,256739      0,321562       -0,7984     0,4253
  d_INFL_GAP_7    -0,302039      0,274998       -1,098      0,2730
  d_INFL_GAP_8    -0,211423      0,239667       -0,8822     0,3785
  d_INFL_GAP_9    -0,139213      0,242479       -0,5741     0,5664
  d_INFL_GAP_11   -0,0817913     0,192660       -0,4245     0,6715
  uhat_1          -0,0670105     0,371941       -0,1802     0,8572
  uhat_2           0,371957      0,279994        1,328      0,1852
  uhat_3           0,305214      0,275961        1,106      0,2697
  uhat_4          -0,218744      0,222022       -0,9852     0,3254
  uhat_5          -0,0573638     0,218326       -0,2627     0,7929
  uhat_6          -0,126480      0,206616       -0,6121     0,5410
  uhat_7          -0,0686224     0,197256       -0,3479     0,7282
  uhat_8          -0,158197      0,190953       -0,8285     0,4081
  uhat_9          -0,130067      0,193910       -0,6708     0,5030
  uhat_10         -0,294732      0,170185       -1,732      0,0845  *
  uhat_11         -0,0449881     0,172851       -0,2603     0,7949
  uhat_12         -0,0813908     0,122246       -0,6658     0,5061
```

```
  R-quadro = 0,101651

Statistica test: LMF = 2,527086,
con p-value = P(F(12,268) > 2,52709) = 0,00361

Statistica alternativa: TR^2 = 29,682086,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 29,6821) = 0,00312

Ljung-Box Q' = 16,8141,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 16,8141) = 0,157
```

Le statistiche test portano a risultati discordi: le statistiche LMF e TR^2 rigettano l'ipotesi di assenza di autocorrelazione mentre il test di Ljung-Box, con un p-value superiore al livello del 5%, verifica l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione.

Dati i risultati dei test sui residui, il modello econometrico riferito al sottocampione temporale 01:1988 - 04:2012 non rispetta le ipotesi di omoschedasticità ed assenza di autocorrelazione. Anche in questo caso, quindi, non abbiamo individuato un modello attendibile per la relazione della curva di Phillips.

2.4.4. Previsione

Dall'analisi di ciascun periodo abbiamo potuto osservare il parziale miglioramento dei risultati: nel sottoperiodo 1975-1988 siamo riusciti ad ottenere un modello che rispetta tutte le ipotesi sui residui e possiamo ritenere gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ abbastanza buoni. Per questo, proviamo ora a valutare la capacità previsionale del modello, ossia se esso è in grado anche di prevedere l'andamento della variabile di interesse.

Per valutare la capacità previsionale del modello ci avvaliamo del metodo "in sample", ovverosia procederemo con la stima del modello in un sottocampione rispetto al campione di riferimento e nella parte restante del campione si verificherà se il modello prevede correttamente la variabile di interesse.

Il nostro periodo di riferimento è 01:1975 – 01:1988. Viene stimato il modello nel sottocampione 01:1975 – 01:1985[11]. L'output della regressione è:

Modello 12:OLS, usando le osservazioni 1975:02-1985:01 (T = 120)
Variabile dipendente: d_INFL_GAP

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	-0,000102392	0,000195086	-0,5249	0,60076	
d_UNEMPL_GAP	-0,193184	0,0987284	-1,9567	0,05296	*
d_UNEMPL_GA_1	-0,169656	0,0955246	-1,7760	0,07854	*
d_UNEMPL_GA_9	-0,179312	0,089922	-1,9941	0,04866	**
d_INFL_GAP_1	-0,516453	0,0905908	-5,7009	<0,00001	***
d_INFL_GAP_2	-0,395716	0,0938473	-4,2166	0,00005	***

[11] Dato che il modello 41 è stato già elaborato considerando un sottoperiodo rispetto al campione iniziale, sarebbe stato possibile effettuare la previsione utilizzando questo stesso modello senza ricorrere ad un ulteriore sottocampione, avendo a disposizione le realizzazioni successive della variabile di interesse. Tuttavia, essendo il periodo immediatamente successivo caratterizzato da una maggiore variabilità, abbiamo preferito procedere utilizzando un ulteriore sottoperiodo.

d_INFL_GAP_3	-0,323788	0,0963444	-3,3607	0,00108	***
d_INFL_GAP_4	-0,361979	0,0965422	-3,7494	0,00029	***
d_INFL_GAP_5	-0,247554	0,095244	-2,5992	0,01065	**
d_INFL_GAP_6	-0,312584	0,0926218	-3,3748	0,00103	***
d_INFL_GAP_7	-0,375922	0,088994	-4,2241	0,00005	***
d_INFL_GAP_8	-0,271134	0,0845835	-3,2055	0,00177	***

Media var. dipendente	-0,000013	SQM var. dipendente	0,002520
Somma quadr. residui	0,000489	E.S. della regressione	0,002127
R-quadro	0,353045	R-quadro corretto	0,287151
F(11, 108)	5,357801	P-value(F)	9,85e-07
Log-verosimiglianza	574,3976	Criterio di Akaike	-1124,795
Criterio di Schwarz	-1091,345	Hannan-Quinn	-1111,211
rho	-0,062766	Valore h di Durbin	-4,475676

A questo punto effettuiamo la previsione sulla parte restante del campione di riferimento.

Brevemente, introduciamo il significato degli indici di sintesi utilizzati per valutare la previsione.

Iniziamo definendo l'errore di previsione come la differenza tra il valore realizzato al tempo $t+i$ e il valore previsto al tempo t, i passi in avanti, ossia:

$$e_{t+i|t+i-1} = Y_{t+i} - \hat{Y}_{t+i|t+i-1}$$

A partire da questa grandezza, sono stati costruiti alcuni indici importanti.

1) ERRORE MEDIO (MAE, Mean Absolute Error):

$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left|e_{t+i|t+i-1}\right| = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left|Y_{t+i} - \hat{Y}_{t+i|t+i-1}\right|$$

Rappresenta la media degli errori di previsione a un passo (considerati in modulo per evitare compensazioni tra grandezze positive e negative).
Intuitivamente, è preferibile il modello con MAE minore.

2) ERRORE QUADRATICO MEDIO (MSE, Mean Squared Error):

$$MSE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(e_{t+i|t+i-1})^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_{t+i} - Y_{t+i|t+i-1})^2$$

Attraverso la costruzione dell'indice MSE si vuole dare maggior rilevanza agli errori più elevati.
Anche in questo caso si preferisce il modello con MSE minore.

3) RADICE DELL'ERRORE QUADRATICO MEDIO (RMSE, Root Mean Squared Error):

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(e_{t+i|t+i-1})^2} = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_{t+i} - \hat{Y}_{t+i|t+i-1})^2}$$

Questi tre indici hanno il difetto di dipendere dall'unità di misura delle variabili misurate e possono pertanto essere utilizzati per confrontare modelli per una stessa variabile dipendente. Per ovviare a questo limite si utilizza l'indice di Theil che fornisce una misura della bontà della previsione non dipendente da un'unità di misura.

4) INDICE DI THEIL: $U = \frac{\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_{t+i}-Y_{t+i|t+i-1})^2}}{\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(\hat{Y}_{t+i|t+i-1})^2}+\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_{t+i})^2}}$

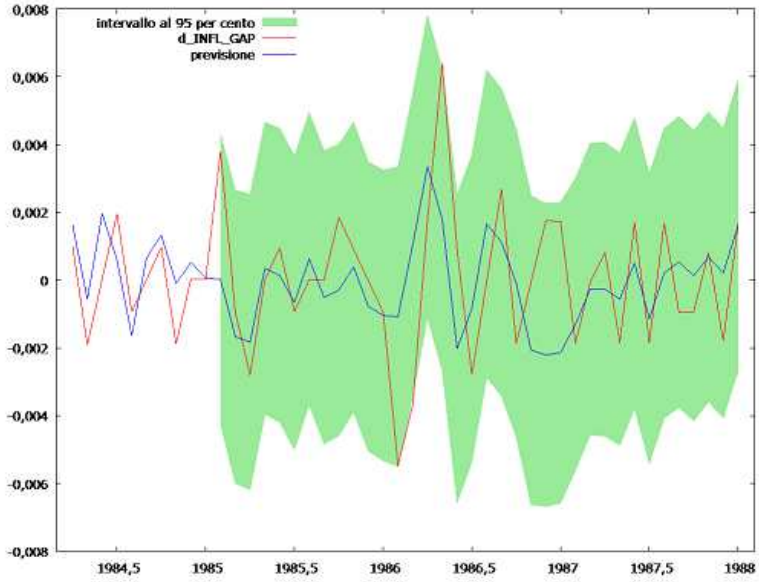
Come abbiamo anticipato l'indice non dipende dall'unità di misura della variabile dipendente e, per come è stato formulato, può assumere valori compresi tra 0 e 1. La previsione è tanto più buona quanto più l'indice stesso si avvicina a 0.
È interessante, inoltre, osservare la scomposizione dell'indice di Theil nei tre indici Proporzione del Bias, della regressione, e del disturbo:
1. Proporzione del bias: indica quanto la previsione si allontana in media dagli effettivi valori futuri
2. Proporzione della regressione: indica quanto la previsione si allontana in varianza (detta per questo anche che Variance Proportion)
3. Proporzione del disturbo: indica il grado di correlazione tra valori previsti e valori effettivi (detta per questo anche Covariance Proportion)
La somma delle tre componenti è 1, pertanto minori sono gli errori in media e varianza, maggiore è quest'ultima componente.
In generale, una buona previsione è caratterizzata da proporzione del bias e della regressione prossimi a zero e proporzione del disturbo prossimo all'unità.

Effettueremo sia la previsione dinamica sia la previsione statica. Nella prima, per determinare la previsione della variabile endogena, vengono considerate di volta in volta le previsioni effettuate al tempo precedente. Essa è applicabile in tutti i modelli in cui è presente la variabile dipendente ritardata. Nella previsione statica, invece, per determinare la previsione della variabile dipendente, vengono considerati di volta in volta i valori delle effettive realizzazioni di quest'ultima, quando sono noti (ed è questo il nostro caso, dato che effettuiamo la previsione su di un sottocampione del campione di riferimento).

Dopo questa piccola introduzione, procediamo ad analizzare la capacità previsionale del nostro modello.

Statistiche della previsione dinamica

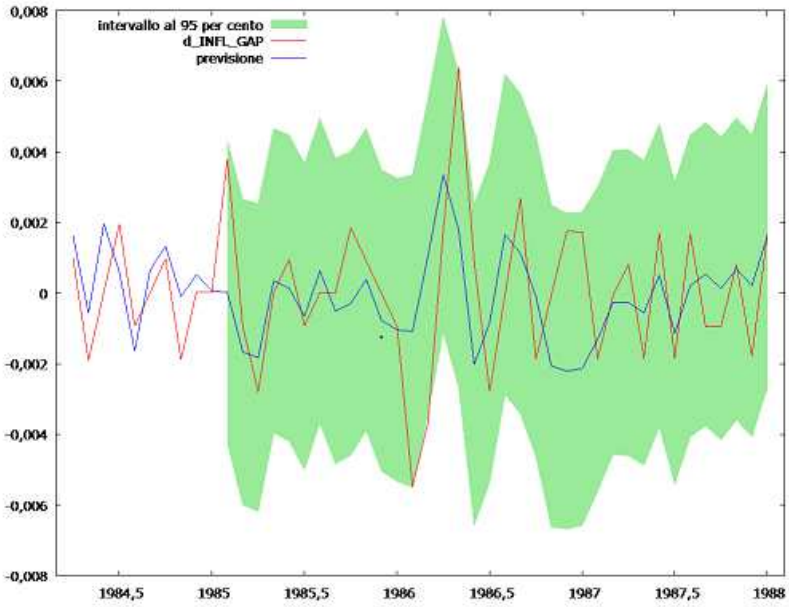
Errore medio	4,8938e-005	Errore percentuale assoluto medio	232,57
Errore quadratico medio	4,108e-006	U di Theil	1,1742
Radice dell'errore quadratico medio	0,0020268	Proporzione del bias, UM	0,00058299
Errore assoluto medio	0,0015743	Proporzione della regressione, UR	0,012041
Errore percentuale medio	-125,95	Proporzione del disturbo, UD	0,98738



Non avendo modelli alternativi con cui confrontare il modello, gli indici MAE, MSE e RMSE non assumono un particolare significato ai nostri fini. Al contrario, invece, l'indice di Theil è molto significativo e nel nostro caso assume valore pari a 1 (circa). Da questo deduciamo che il modello oggetto della nostra analisi ha una scarsa capacità di prevedere la variabile di interesse.

Statistiche della previsione statica

Errore medio	0,00019396	Errore percentuale assoluto medio	73,478
Errore quadratico medio	4,3918e-006	U di Theil	1,142
Radice dell'errore quadratico medio	0,0020957	Proporzione del bias, UM	0,0085657
Errore assoluto medio	0,0016055	Proporzione della regressione, UR	0,054176
Errore percentuale medio	-100,66	Proporzione del disturbo, UD	0,93726



Anche nel caso della previsione statica, l'indice di Theil assume valore pari a 1 e pertanto possiamo considerare la previsione non buona.

2.5 Conclusioni

In conclusione, possiamo sostenere di non essere stati in grado di sviluppare un modello che possa dimostrare appieno la validità della relazione alla base della curva di Phillips corretta per le aspettative, in particolare per quanto riguarda il lungo periodo, dato che il modello stimato sull'intero intervallo temporale non risulta essere efficiente.

La Figura 2.10 mostra le combinazioni di INFL_GAP e UNEMPL_GAP dal 1948:01 al 2012:04. Il grafico ci mostra anche la retta individuata con il metodo dei minimi quadrati che approssima l'andamento della variazione del tasso di inflazione in funzione dello scostamento del tasso di disoccupazione dal tasso di disoccupazione naturale. Essa presenta, come intercetta e come coefficiente, i valori individuati dal primo modello sviluppato (la versione statica a cui non era

stata applicata alcuna trasformazione e che, come abbiamo potuto verificare, non risulta essere attendibile statisticamente).

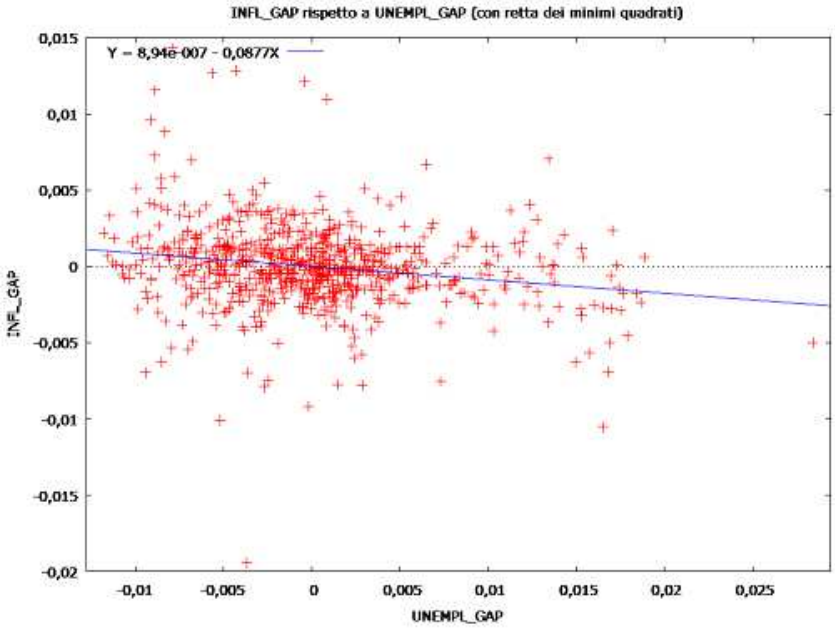


Figura 2.10. Combinazioni di UNEMP_GAP e INFL_GAP dal 1948 al 2012.

Qualche miglioramento è stato ottenuto suddividendo l'intervallo in sottoperiodi, in particolare per quanto riguarda il periodo 1975-1988. Analizzando il segno dei coefficienti, notiamo che tutti si presentano con segno negativo, confermando quindi la relazione inversa messa in evidenza dalla curva di Phillips. Tuttavia, questo modello non si dimostra in grado di prevedere l'andamento della variabile di interesse, rivelandosi quindi inefficace dal punto di vista operativo.

Qui di seguito abbiamo voluto riportare lo stesso grafico ma riferito al periodo 1975:01 – 1988:01, periodo in cui siamo stati in grado di individuare un modello coerente con le ipotesi teoriche, in modo tale da poter confrontare i risultati (Figura 2.11).

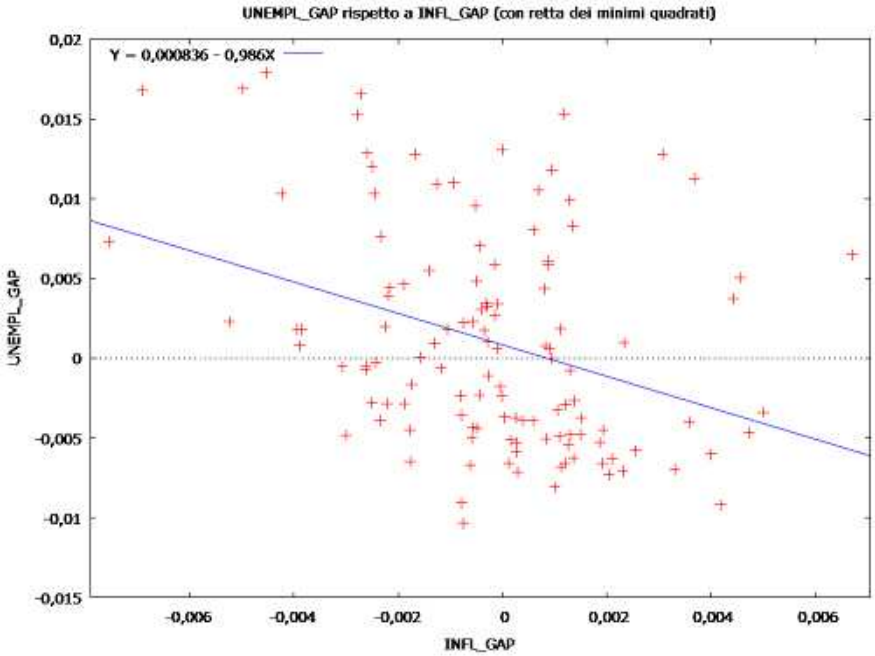


Figura 2.11. Combinazioni di UNEMP_GAP e INFL_GAP dal 1975 al 1988.

In generale, non aver trovato un valido modello per la curva di Phillips nel lungo periodo dipende in buona parte dal fatto che i valori assunti dal tasso di inflazione nella realtà sono influenzati anche da altre variabili, oltre che dal tasso di disoccupazione e inflazione attesa (la quale nel nostro caso è, tuttavia, incorporata all'interno della variabile INFL_GAP), che in questo modello non sono state considerate nel set informativo. La regressione, dunque, contiene un errore di specificazione legato al fatto che sono state escluse variabili rilevanti nella matrice dei regressori. Ciò ha reso il modello poco efficiente, soprattutto dal punto di vista della previsione.

Se confrontiamo i risultati di questo capitolo con il primo notiamo una certa corrispondenza. Infatti, negli anni Sessanta la curva di Phillips nella formulazione originaria risultava coerente con i dati empirici in quanto, come abbiamo detto, l'inflazione oscillava intorno allo zero. Dunque le aspettative sul suo valore futuro non ne incorporavano la presenza e quindi il tasso di inflazione attesa era nullo. Il nostro modello, mettendo in relazione gap tra tasso di inflazione e tasso di inflazione attesa e gap tra tasso di disoccupazione e tasso di disoccupazione naturale, risulta quindi giustamente non valido nel periodo 1948:1975: se è valida la prima, non può esserlo la seconda! A partire dagli anni Settanta inizia, sempre secondo quanto detto nel primo capitolo, a manifestarsi la nuova relazione, che è esattamente quella che il nostro modello è andato a testare. E infatti nel periodo 1975:1988 questo risultato viene confermato. Osserviamo, infine, che nel periodo 1988:2012 la relazione torna a non essere convalidata, indice pertanto di una nuova evoluzione (e forse della necessità di una nuova formulazione) della curva di Phillips.

Sulla scia di questa constatazione molti autori hanno dato una loro interpretazione, trovando di volta in volta una giustificazione e fornendo quindi nuove integrazioni. Come abbiamo visto nel primo capitolo, nuovi impulsi sono stati offerti dalla critica di Lucas e le aspettative razionali, nonché dalla risposta di Fischer e Taylor e della nuova macroeconomia keynesiana.

La curva di Phillips che incorpora le aspettative razionali ha assunto il nome di *nuova curva di Phillips keynesiana* (New-Keynesian Phillips curve) e, a seconda delle assunzioni sul funzionamento degli *sticky prices*, gli autori ne hanno fornito diverse formulazioni.

Un esempio di rilievo è la formulazione di Calvo, in base alla quale le rigidità dei prezzi vengono ricondotte all'impossibilità per alcune imprese di modificare i prezzi per un certo periodo di tempo[12]. La soluzione ottimale per tali imprese sarà quella di scegliere un prezzo pari alla media dei prezzi che effettivamente avrebbero stabilito se avessero potuto modificarli e che, quindi, consente loro di minimizzare le perdite. Per le imprese che invece hanno la possibilità di modificare i prezzi, la strategia ottimale sarà quella di imporre i prezzi pari ad un markup fisso da aggiungere ai costi marginali. In questo modo, all'interno della New-Keynesian Phillips Curve, l'inflazione viene fatta dipendere dal tasso di inflazione attesa e dai *costi marginali reali*.

Ci pare interessante, ai nostri fini, anche la formulazione che va ad introdurre la nozione di *sticky information* all'interno della nuova curva di Phillips. In base agli economisti N. Gregory Mankiw e Ricardo Reis, l'informazione sulle condizioni macroeconomiche si diffonde lentamente tra gli operatori. A causa dei costi di acquisizione delle informazioni e di 'riottimizzazione'[13], le decisioni relative ai prezzi non sono sempre prese sulla base dell'informazione corrente e questo ha delle conseguenze importanti per quanto riguarda la formazione delle aspettative sul livello dei prezzi. L'assunzione di sticky information porta a implicazioni simili a quelle cui è giunto Fischer. Infatti, come nell'approccio di Fischer, il livello corrente dei prezzi dipende dalle aspettative sul

[12] G.Calvo, *Staggered Contracts in a Utility-Maximizing Framework*, Journal of Monetary Economics, September 1983.
[13] N. Gregory Mankiw e Ricardo Reis, *Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips curve*, The Quarterly Journal of Economics, November 2002, pg 1295-1329.

livello corrente dei prezzi formatosi però nel passato. La differenza tra i due approcci sta nel motivo per cui le aspettative incorporano i dati passati: nel modello di Fischer a causa della contrattazione (ossia per il fatto che nelle economie moderne prezzi e salari vengono fissati per un determinato periodo di tempo); nel modello che presuppone sticky information perché le aspettative di alcuni operatori incorporano informazione passata, obsoleta.

Questo approccio è stato tuttavia confutato da O. Coibion, il quale, confrontando dal punto di vista statistico la nuova curva di Phillips keynesiana con sticky prices e la nuova curva di Phillips keynesiana con sticky information, conclude che la prima è statisticamente più efficiente della seconda. Egli attribuisce la carenza di performance della *sticky information Phillips curve* in primo luogo al fatto che, secondo i suoi calcoli, questo modello sottostima l'inflazione negli anni Settanta e sovrastima l'inflazione a partire dagli anni Ottanta, in secondo luogo perché l'inflazione prevista attraverso questo modello è eccessivamente regolare[14].

Altro aspetto interessante messo in rilievo da S.Bentolila, J.J.Dolado, J.F. Jimeno, è l'influenza dell'*immigrazione* sul funzionamento della curva di Phillips. Osservando i dati empirici raccolti sul mercato spagnolo, gli studiosi hanno rilevato un appiattimento della curva nel periodo 1995-2006: a fronte di una caduta del 15% della disoccupazione, l'inflazione è rimasta approssimativamente costante[15]. Secondo gli autori ciò dipende dal boom dell'immigrazione conosciuto in Spagna in questo periodo. In particolare, essi dimostrano come la nuova curva di Phillips keynesiana è influenzata dall'immigrazione se il potere d'acquisto e le elasticità delle curve di offerta di lavoro di nativi e immigrati divergono. In base alle stime effettuate, una caduta della disoccupazione dal 1995 avrebbe portato ad un aumento annuale dell'inflazione del 2,5% se non fosse stato compensato in buona parte dall'immigrazione.

Infine, a prova del fatto che le ricerche in questo campo continuino ad essere di interesse per gli studiosi e che questi non diano alcun aspetto per scontato, vogliamo riportare il lavoro di alcuni economisti che hanno messo in dubbio la forma funzionale lineare della curva di Phillips. A.R.Nobay e D.A.Peel considerano, infatti, la curva di Phillips in modo innovativo e analizzano la politica monetaria ottimale utilizzando una curva di Phillips non lineare. I risultati ottenuti sono in aperto contrasto con quelli derivanti dalla curva di Phillips lineare[16].

Per quanto riguarda il presente elaborato, nel prossimo capitolo proveremo a sviluppare un nostro modello, nel tentativo di spiegare l'andamento del tasso di inflazione corrente sulla base di nuove variabili.

---

[14] Olivier Coibion, *Testing the Sticky Information Phillips Curve*, Review of Economics and Statistics, February 2010, Vol. 92, No. 1, Pages 87-101.

[15] Samuel Bentolila, Juan J. Dolado, Juan F. Jimeno, *Does immigration affect the Phillips curve? Some evidence for Spain*, *European Economic Review*, *Volume 52, Issue 8*, *November 2008*, *Pages 1398-1423.*

[16] A.R. Nobay, D.A. Peel, *Optimal monetary policy with a nonlinear Phillips curve*, Economics Letters, Volume 67, Issue 2, May 2000, Pages 159-164.

Capitolo 3

MODELLO ALTERNATIVO PER IL TASSO DI INFLAZIONE

Abbiamo visto come dal punto di vista empirico la curva di Phillips (corretta per le aspettative) non venga convalidata appieno. Il nostro scopo ora è quello di inserire nuove variabili nel modello e mostrare se e come queste riescano assieme a spiegare l'andamento del tasso di inflazione corrente.

3.1 Analisi delle serie

Ai nostri fini abbiamo quindi voluto considerare nel modello le seguenti variabili esplicative:
- il prezzo delle case in USA, espresso dalla serie "S&P Case-Shiller 20-City Home Price Index"[17];
- l'indice S&P500[18], di cui l'omonima serie è espressione;
- tasso di disoccupazione, espresso dalla serie "Civilian Unemployment Rate".

La variabile dipendente, il tasso di inflazione, è rappresentata dalla serie "Consumer Price Index".

L'intervallo temporale di riferimento inizia a gennaio 2000 e finisce ad aprile 2012.

Le caratteristiche di ciascuna serie sono sintetizzate nella seguente tabella.

Nome	**Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items**	**S&P Case-Shiller 20-City Home Price Index**	**Civilian Unemployment Rate**	**S&P500**
Fonte	U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics	Standard and Poor's	U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics	Yahoo Finance
Release	Consumer Price Index	S&P/Case-Shiller Home Price Indices	Employment Situation	
Unità di misura	Indice 1982-84=100	Indice 01/2000 = 100	Valori percentuali	Indice
Frequenza	Mensile	Mensile	Mensile	Mensile

[17] La fonte delle serie è il sito della Federal Reserve Bank of St. Luis, alla sessione FRED Economic Data (http://research.stlouisfed.org/fred2/).

[18] La fonte della serie è il sito di Yahoo Finance (http://it.finance.yahoo.com)

Aggiustamento per la stagionalità	Aggiustata per la stagionalità	Aggiustata per la stagionalità	Aggiustata per la stagionalità	Non aggiustata per la stagionalità

Come possiamo notare, le serie dei prezzi delle case, dell'indice S&P500 e dell'CPI sono espresse sui livelli, ossia in termini di prezzi, mentre la serie del tasso di disoccupazione è espressa in termini di percentuale. Queste differenze assumeranno molta importanza se e quando dovremo decidere quali trasformazioni applicare.

Di seguito l'andamento delle serie nell'intervallo prescelto.

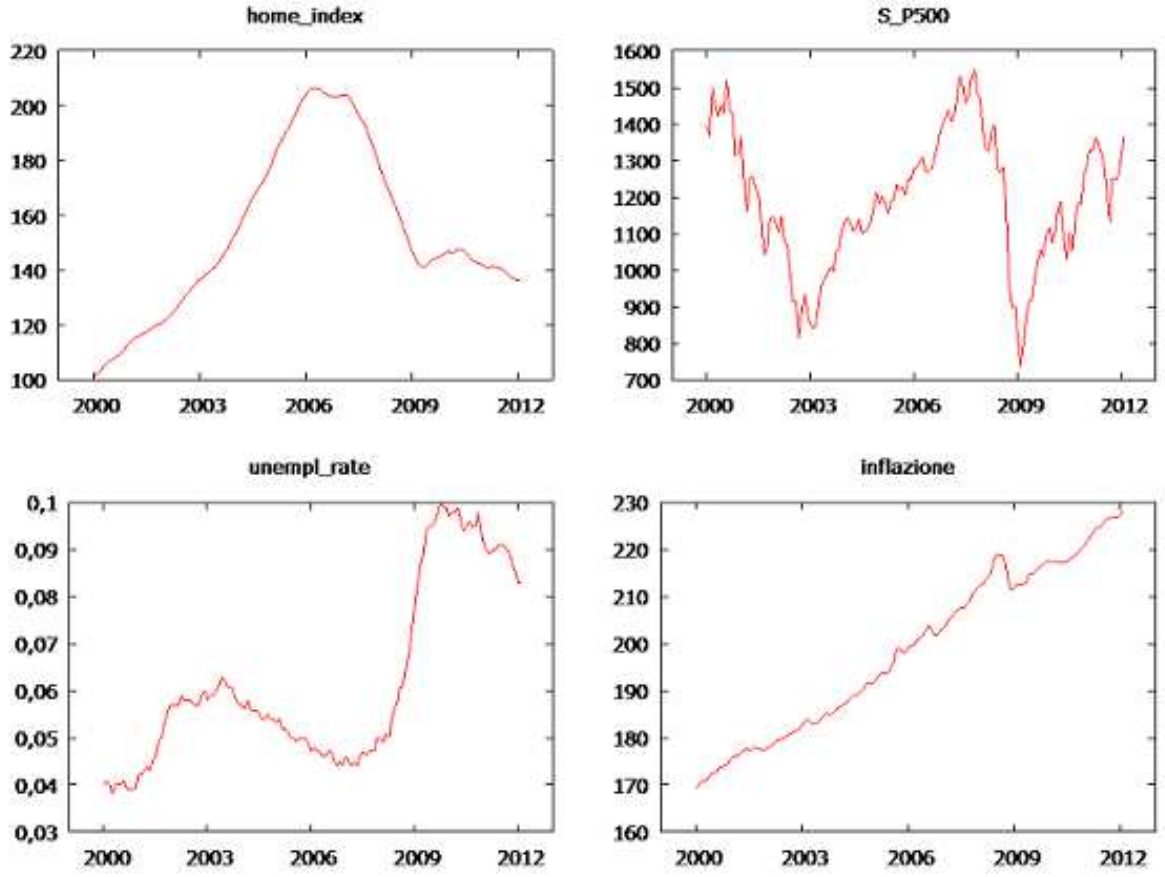


Figura 3.1. Andamento delle variabili del prezzo delle case in USA, dell'indice S&P500, del tasso di disoccupazione e del CPI dal 2000 al 2012.

Per quanto riguarda la variabile dello S&P Case-Shiller 20-City Home Price Index, emerge chiaramente la famosa bolla speculativa del mercato immobiliare statunitense, tra le cause scatenanti la crisi finanziaria americana 2007/2008.

Cosa la provocò? Senza la pretesa di esaustività rispetto ad un fenomeno così complesso, ci pare interessante ai fini della comprensione di eventuali interrelazioni tra le variabili che andremo ad introdurre nel nostro modello, richiamare alcuni fattori che hanno contribuito alla determinazione della bolla. In primo luogo, possiamo richiamare la politica perseguita dalle amministrazioni, prima Clinton e poi Bush, secondo la quale si cercava di incentivare l'acquisto della prima casa anche per le fasce più deboli della popolazione attraverso la concessione di mutui agevolati, i c.d. Subprime Mortgages, appunto mutui concessi ad individui più rischiosi, caratterizzati cioè da una più alta probabilità di non mantenere il programma di rimborso. A questo preciso scopo funzionarono le due agenzie governative americane, la "Federal National Mortgage Association" (FNMA), comunemente conosciuta come Fannie

Mae, e la "Federal Home Loan Mortgage Corporation" (FHLMC), nota comunemente come Freddie Mac. Allo stesso tempo, la FED adottò una politica monetaria espansiva, ossia diminuì progressivamente i tassi di interesse, e pertanto il costo per chi contraeva un mutuo in quel periodo risultava vantaggioso. Questo fece aumentare la richiesta di mutui, con il conseguente aumento dei prezzi delle case e quindi degli importi dei mutui contratti per acquistarle. Questi meccanismi, se da un lato misero in moto il settore immobiliare, dall'altro provocarono una sopravvalutazione dei prezzi delle case. Si parla di sopravvalutazione, e quindi di bolla speculativa, perché l'aumento dei prezzi delle case non era conseguenza di alcun fondamentale "reale": se l'aumento dei prezzi delle case fosse stato spinto, ad esempio, da un aumento dei costi dei fattori produttivi o da un aumento della domanda, a fronte di un'ipotetica aumentata popolazione, l'andamento positivo dei prezzi non avrebbe costituito alcun problema e anzi sarebbe stato espressione di un normale aggiustamento delle curve di domanda e offerta del mercato immobiliare. Il problema è che non ci furono adeguamenti di questo tipo e pertanto l'aumentato valore delle case era solo il frutto di meccanismi di tipo finanziario. In parallelo alla formazione della bolla speculativa del mercato immobiliare venne a crearsi, di conseguenza, una bolla finanziaria su quei titoli che avevano come bene sottostante gli immobili. Nel momento in cui i debitori si trovarono nelle condizioni di non poter più rimborsare i mutui, la bolla speculativa scoppiò, rappresentando la miccia della crisi finanziaria 2007/2008.

Tuttavia, è da sottolineare come l'esplosione della bolla immobiliare da sola non spiega la crisi sistematica verificatasi. Essa fu la conseguenza di una serie di altri meccanismi, tra cui ad esempio, i Collateralized Debt Obbligations (Cdo), le Siv, l'incapacità delle agenzie di rating di assegnare ai titoli emessi dalle banche un giudizio che rispecchiasse la loro effettiva rischiosità, la leva finanziaria elevata mantenuta dalle banche. A dimostrazione di ciò, le perdite totali delle banche sui mutui ammontarono a c.a. US $ 1.000 miliardi, equivalenti a una caduta dell'indice S&P500 del 6-7 %. Ma l'indice S&P500, come possiamo vedere dal grafico, perse c.a. il 52% (da una quotazione di 1549.38 a ottobre 2007, ad una quotazione di 735,09 a febbraio 2009).

Per quanto concerne l'andamento dell'Indice S&P500, si possono individuare chiaramente i due picchi negativi dell'indice corrispondenti alla recessione del 2001 e alla crisi finanziaria del 2007/2008.

La recessione del 2001 fu di natura ed entità fondamentalmente diversa rispetto alla crisi finanziaria 2007/2008. Essa fu la conseguenza di un crollo della domanda di investimenti non immobiliari. Nella seconda metà degli anni Novanta, infatti, le imprese statunitensi, mosse da un eccessivo ottimismo, furono portate ad effettuare larghi investimenti. Nel momento in cui, nel 2001, si resero conto di essere state imprudenti, la domanda di investimenti si arrestò, comportando un calo del GDP. La recessione fu, tuttavia, contrastata attraverso un mix di politica economica. Da un lato, la Fed adottò un politica monetaria espansiva, aumentando l'offerta di moneta. Dall'altro, l'amministrazione americana (di George Bush) perseguì una politica fiscale espansiva, volta alla riduzione delle tasse. In questo modo, si riuscì a ridurre gravità e durata della recessione.

Osservando l'andamento del tasso di disoccupazione, vediamo come fino al 2007 esso fosse assestato a livelli piuttosto contenuti, fino ad una massimo del 6,3% a giugno del 2003 (in conseguenza della recessione del 2001). Tuttavia, a partire dal 2007, il tasso di disoccupazione iniziò a crescere in modo esponenziale ed inesorabile fino a toccare il 10% a ottobre 2009. Segnali di ripresa si son visti successivamente, con una lenta ma progressiva riduzione fino all'8,1% ad aprile 2012.

Infine, l'Indice dei prezzi al consumo (CPI) è caratterizzato da un trend costantemente positivo.

Già da una prima analisi delle serie è evidente come queste siano sostanzialmente non stazionarie (possiamo infatti rilevare la presenza di trend). Applico quindi la differenza logaritmica e in questo modo ottengo i tassi di variazione percentuali: il tasso di variazione dei prezzi delle case, il tasso di variazione dell'indice S&P500, il tasso di variazione del tasso di disoccupazione, il tasso di inflazione.

I grafici diventano:

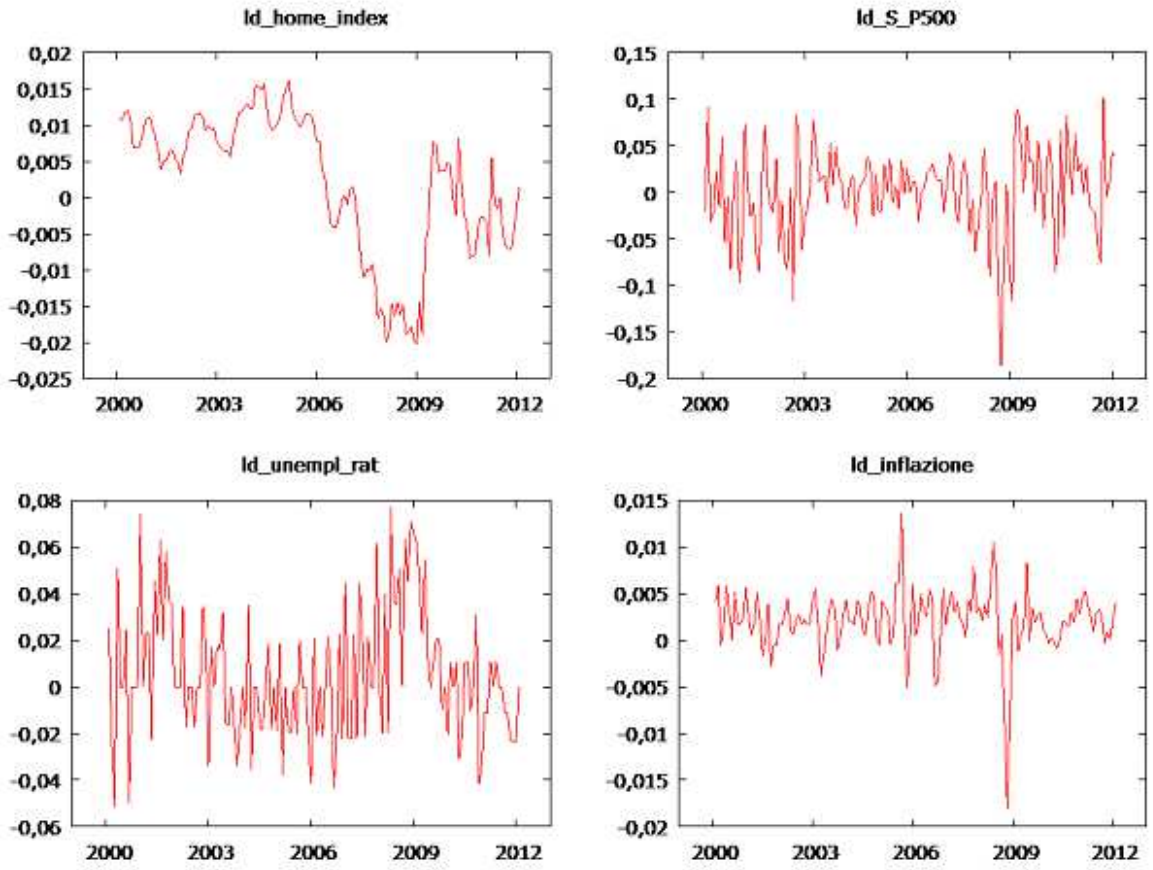


Figura 3.2. Andamento delle serie del tasso di variazione dei prezzi delle case, del tasso di variazione dell'indice S&P500, del tasso di variazione del tasso di disoccupazione, del tasso di inflazione.

Verifica della stazionarietà

L'andamento delle serie appare ora stazionario. Tuttavia, per averne la certezza effettuiamo il test ADF su ciascuna serie.

- Test Dickey-Fuller aumentato per ld_home_index

```
inclusi 13 ritardi di (1-L)ld_home_index (max era 13)
Ampiezza campionaria 131
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1


   Test senza costante
   Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
   Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,007
   differenze ritardate: F(13, 117) = 2,043 [0,0229]
   Valore stimato di (a - 1): -0,0439056
   Statistica test: tau_nc(1) = -1,59152
   p-value asintotico 0,1051

   Test con costante
   Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
   Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,007
   differenze ritardate: F(13, 116) = 2,026 [0,0243]
```

```
   Valore stimato di (a - 1): -0,0443256
   Statistica test: tau_c(1) = -1,55911
   p-value asintotico 0,5036

   Con costante e trend
   Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
   Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,004
   differenze ritardate: F(13, 115) = 2,055 [0,0221]
   Valore stimato di (a - 1): -0,0757901
   Statistica test: tau_ct(1) = -1,88227
   p-value asintotico 0,6637
```

Come possiamo osservare dai risultati del test, i p-value sono in tutti i casi maggiori del livello di significatività del 5% e siamo pertanto portati ad accettare l'ipotesi nulla di non stazionarietà. Quindi, procederemo a ripetere il test applicando alla serie l'operatore differenza.

- Test Dickey-Fuller aumentato per d_ld_home_ind

```
inclusi 12 ritardi di (1-L)d_ld_home_ind (max era 13)
Ampiezza campionaria 131
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1

   Test senza costante
   Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
   Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,012
   differenze ritardate: F(12, 118) = 2,200 [0,0158]
   Valore stimato di (a - 1): -1,13321
   Statistica test: tau_nc(1) = -3,4208
   p-value asintotico 0,0006131

   Test con costante
   Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
   Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,012
   differenze ritardate: F(12, 117) = 2,185 [0,0166]
   Valore stimato di (a - 1): -1,14616
   Statistica test: tau_c(1) = -3,4157
   p-value asintotico 0,01046

   Con costante e trend
   Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
   Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,012
   differenze ritardate: F(12, 116) = 2,163 [0,0179]
   Valore stimato di (a - 1): -1,1507
   Statistica test: tau_ct(1) = -3,41316
   p-value asintotico 0,04957
```

I p-value sono ora inferiori del livello di significatività del 5% e rigettiamo l'ipotesi di non stazionarietà. Pertanto, la serie corrispondente al prezzo delle case negli Stati Uniti entrerà nel nostro modello nella forma d_ld_home index, che rappresenta la differenza mensile del tasso di crescita del prezzo delle case.

- Test Dickey-Fuller aumentato per ld_S_P500

```
inclusi 2 ritardi di (1-L)ld_S_P500 (max era 13)
Ampiezza campionaria 142
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1
```

```
Test senza costante
Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,012
differenze ritardate: F(2, 139) = 2,240 [0,1102]
Valore stimato di (a - 1): -0,753025
Statistica test: tau_nc(1) = -5,70451
p-value asintotico 2,203e-008

Test con costante
Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,012
differenze ritardate: F(2, 138) = 2,223 [0,1121]
Valore stimato di (a - 1): -0,753198
Statistica test: tau_c(1) = -5,68328
p-value asintotico 6,664e-007

Con costante e trend
Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,010
differenze ritardate: F(2, 137) = 2,156 [0,1197]
Valore stimato di (a - 1): -0,767042
Statistica test: tau_ct(1) = -5,74561
p-value asintotico 4,666e-006
```

Dati i risultati del test, la serie risulta stazionaria sui livelli.

- Test Dickey-Fuller aumentato per ld_unempl_rate

```
inclusi 9 ritardi di (1-L)ld_unempl_rat (max era 13)
Ampiezza campionaria 135
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1

Test senza costante
Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,017
differenze ritardate: F(9, 125) = 5,429 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,281183
Statistica test: tau_nc(1) = -2,33033
p-value asintotico 0,01912

Test con costante
Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,017
differenze ritardate: F(9, 124) = 4,981 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,314328
Statistica test: tau_c(1) = -2,43293
p-value asintotico 0,1326

Con costante e trend
Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,018
differenze ritardate: F(9, 123) = 4,947 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,313803
Statistica test: tau_ct(1) = -2,42299
p-value asintotico 0,3674
```

La serie risulta stazionaria sui livelli.

- Test Dickey-Fuller aumentato per <u>ld_inflazione</u>

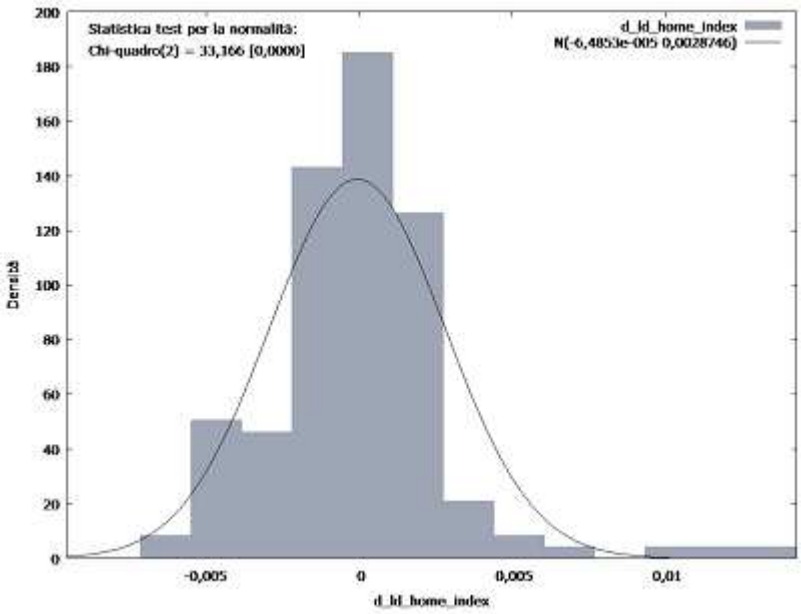
```
inclusi 11 ritardi di (1-L)ld_inflazione (max era 13)
Ampiezza campionaria 133
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1

   Test senza costante
   Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
   Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,022
   differenze ritardate: F(11, 121) = 2,090 [0,0259]
   Valore stimato di (a - 1): -0,25057
   Statistica test: tau_nc(1) = -2,17321
   p-value asintotico 0,02866

   Test con costante
   Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
   Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,005
   differenze ritardate: F(11, 120) = 2,512 [0,0070]
   Valore stimato di (a - 1): -1,03398
   Statistica test: tau_c(1) = -4,5826
   p-value asintotico 0,0001346

   Con costante e trend
   Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
   Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,005
   differenze ritardate: F(11, 119) = 2,494 [0,0074]
   Valore stimato di (a - 1): -1,03775
   Statistica test: tau_ct(1) = -4,56321
   p-value asintotico 0,001138
```

La serie risulta stazionaria sui livelli.

<u>Verifica normalità</u>

- Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale per la serie d_ld_home index:

Chi-quadro(2) = 33,166 con p-value 0,00000

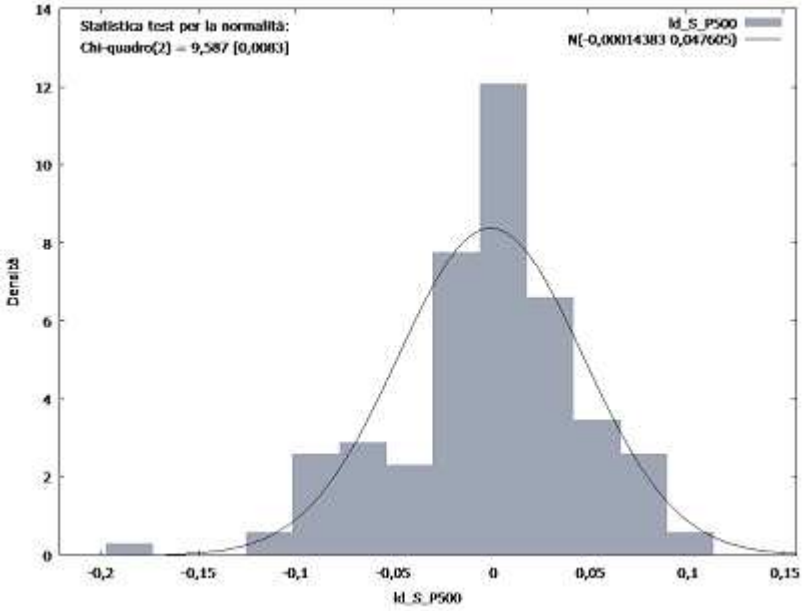


Il p-value della statistica test è inferiore al livello di significatività del 5% e dobbiamo rigettare l'ipotesi di normalità.

- Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale per la serie ld_S_P500:

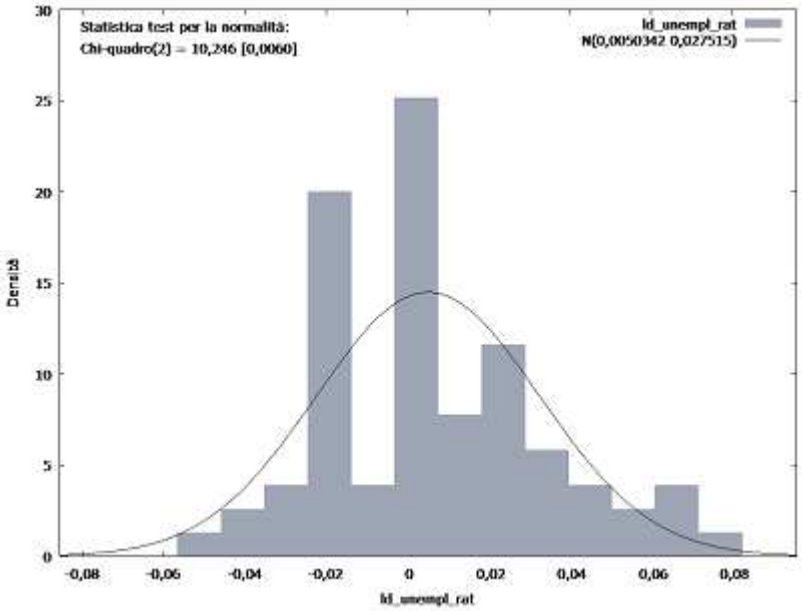
Chi-quadro(2) = 9,587 con p-value 0,00828

Anche in questo caso la seria non rispetta l'ipotesi di normalità



- Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale per la serie ld_unempl_rate:

Chi-quadro(2) = 10,246 con p-value 0,00596

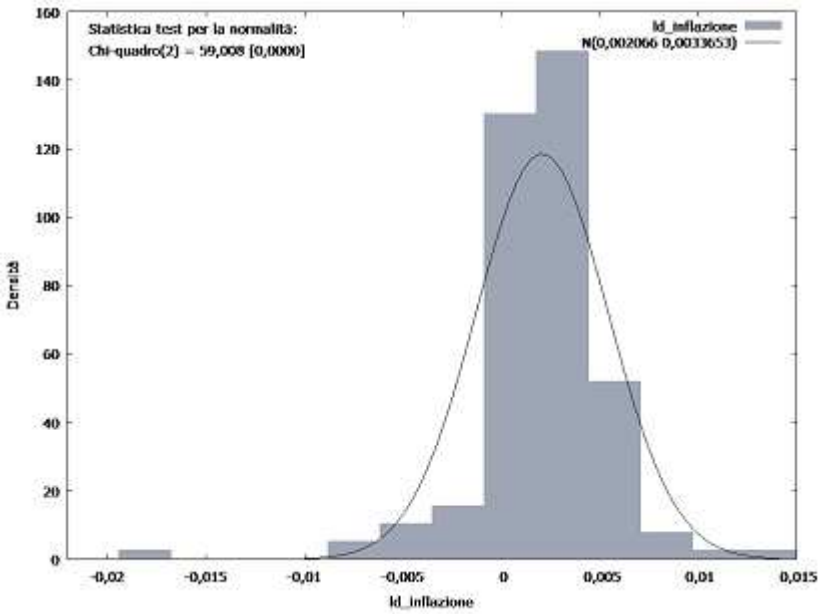


In base ai risultati del test, la serie rigetta l'ipotesi nulla di normalità

- Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale per la serie ld_inflazione:

Chi-quadro(2) = 59,008 con p-value 0,00000

Anche in quest'ultima serie il test rigetta l'ipotesi di normalità.



Osserviamo ora i valori assunti dalle principali statistiche descrittive delle serie che entreranno a far parte del modello.

Statistiche descrittive, usando le osservazioni 2000:01 - 2012:02

Variabile	Media	Mediana	Minimo	Massimo
ld_S_P500	-0,000143826	0,00710323	-0,185636	0,102307
ld_unempl_rat	0,00503421	0,000000	-0,0512933	0,0769610
ld_inflazione	0,00206600	0,00220995	-0,0181011	0,0136746
d_ld_home_index	-6,48531e-005	-1,67305e-005	-0,00631649	0,0134790

Variabile	Dev. Std.	Coeff. di variazione	Asimmetria	Curtosi
ld_S_P500	0,0476052	330,991	-0,647792	1,00088
ld_unempl_rat	0,0275147	5,46554	0,524813	-0,128387
ld_inflazione	0,00336528	1,62888	-1,56677	9,44640
d_ld_home_index	0,00287461	44,3249	1,41366	5,56430

Matrice di correlazione:

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 2000:01 - 2012:02
Valore critico al 5% (per due code) = 0,1625 per n = 146

ld_home_index	ld_S_P500	ld_unempl_rat	ld_inflazione	
1,0000	0,1330	-0,3197	0,1286	ld_home_index
	1,0000	-0,1227	0,0545	ld_S_P500
		1,0000	-0,1321	ld_unempl_rat
			1,0000	ld_inflazione

Possiamo affermare che le serie non sono tra loro correlate e dunque l'elaborazione di un modello con queste variabili non dovrebbe comportare problemi di multicollinearità.

3.2 Prima specificazione del modello

Iniziamo a questo punto il nostro percorso per lo sviluppo del modello per il tasso di inflazione.

Innanzitutto, vediamo qual è l'output della regressione quando sono incluse nel modello solo le variabili non ritardate (modello statico):

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 2000:03-2012:02 (T = 144)
Variabile dipendente: ld_inflazione

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	0,00212969	0,000285987	7,4468	<0,00001	***
d_ld_home_index	-0,00233526	0,100015	-0,0233	0,98141	
ld_unempl_rat	-0,0159527	0,0103998	-1,5339	0,12730	
ld_S_P500	0,00289512	0,00603042	0,4801	0,63192	

Media var. dipendente	0,002052	SQM var. dipendente	0,003373
Somma quadr. residui	0,001594	E.S. della regressione	0,003374
R-quadro	0,020004	R-quadro corretto	-0,000996
F(3, 140)	0,952566	P-value(F)	0,417124
Log-verosimiglianza	617,2879	Criterio di Akaike	-1226,576
Criterio di Schwarz	-1214,697	Hannan-Quinn	-1221,749
rho	0,399190	Durbin-Watson	1,195269

Come possiamo notare nessuna variabile è significativa.

Senza procedere oltre con l'esame dei residui, inutile a questo punto, elaboriamo ora il modello includendo i ritardi fino a $t = 12$ delle variabili. L'output della regressione una volta eliminate tutte le variabili non significative è:

Modello 57:OLS, usando le osservazioni 2001:02-2012:02 (T = 133)
Variabile dipendente: ld_inflazione

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	0,00177382	0,000305842	5,7998	<0,00001	***
d_ld_home_index	-0,164727	0,0828115	-1,9892	0,04892	**
d_ld_home_i_7	-0,179541	0,0809819	-2,2170	0,02847	**
d_ld_home__11	-0,151032	0,0897177	-1,6834	0,09485	*
ld_S_P500_1	0,0151498	0,00499586	3,0325	0,00296	***
ld_S_P500_2	0,00992111	0,00519104	1,9112	0,05833	*
ld_S_P500_6	-0,0156472	0,00519972	-3,0092	0,00318	***
ld_S_P500_9	0,0126772	0,00500033	2,5353	0,01250	**
ld_inflazio_1	0,560152	0,0780055	7,1809	<0,00001	***
ld_inflazio_2	-0,244406	0,0754325	-3,2401	0,00154	***
ld_inflazi_12	-0,235343	0,0682923	-3,4461	0,00078	***

Media var. dipendente	0,001978	SQM var. dipendente	0,003439
Somma quadr. residui	0,000844	E.S. della regressione	0,002630
R-quadro	0,459628	R-quadro corretto	0,415335
F(10, 122)	10,37702	P-value(F)	1,61e-12
Log-verosimiglianza	607,1498	Criterio di Akaike	-1192,300
Criterio di Schwarz	-1160,506	Hannan-Quinn	-1179,380
rho	-0,068771	Valore h di Durbin	-1,781059

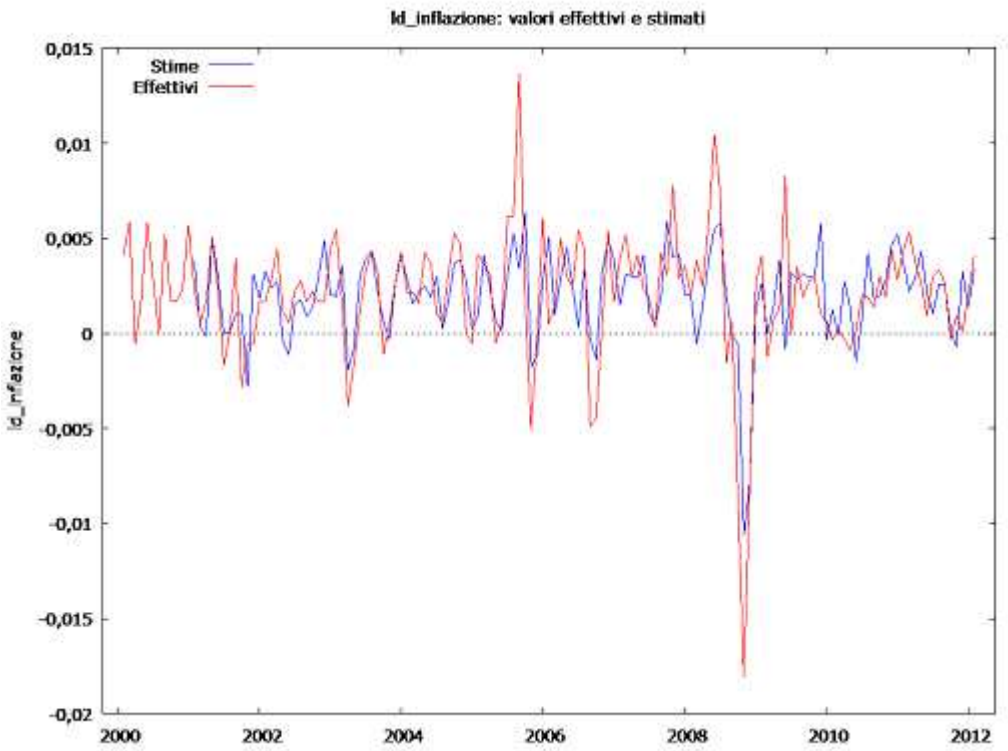


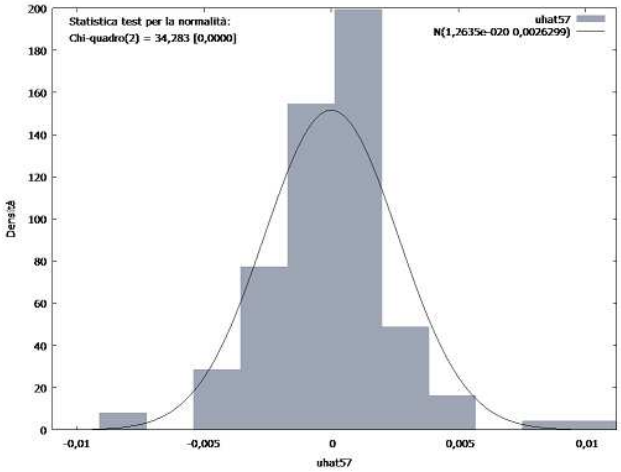
Figura 3.3. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 57.

Come possiamo osservare, l'output della regressione non comprende alcun ritardo del tasso di disoccupazione, escludendo quindi l'esistenza di una relazione tra tasso di inflazione e tasso di disoccupazione (o meglio, la variazione percentuale). I valori assunti dagli indici R^2 e $\hat{R}^2$ sono abbastanza buoni. Anche dalla rappresentazione grafica (Figura 3.3) dei valori stimati dal modello rispetto al reale andamento del tasso di inflazione, tale modello sembra relativamente efficace.

Per dare un giudizio complessivo procediamo ad effettuare i test sui residui.

- **Test Normalità**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 34,283 con p-value 0,00000



In questo modello, possiamo affermare che i residui non si distribuiscono secondo una distribuzione normale. Tuttavia, come già detto, b_{OLS} è comunque BLUE.

- **Test omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 2001:02-2012:02 (T = 133)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_d_ld_home_ sq_d_ld_home_ sq_ld_S_P500_
 sq_ld_S_P500_ sq_ld_S_P500_ sq_ld_inflazi sq_ld_inflazi

                  coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const            2,15796e-06  2,46589e-06    0,8751    0,3843
  d_ld_home_index  -0,00145971  0,00119065    -1,226     0,2241
  d_ld_home_i_7    -0,000718842 0,000944433   -0,7611    0,4490
  d_ld_home__11    -0,000915842 0,00102924    -0,8898    0,3764
  ld_S_P500_1      -6,12538e-05 4,89733e-05   -1,251     0,2150
  ld_S_P500_2       3,77318e-05 5,05846e-05    0,7459    0,4581
  ld_S_P500_6       0,000107807 5,42066e-05    1,989     0,0504  *
  ld_S_P500_9      -0,000124297 5,30707e-05   -2,342     0,0219  **
  ld_inflazio_1    -0,000509747 0,000855779   -0,5957    0,5532
  ld_inflazio_2     0,000470309 0,000810691    0,5801    0,5636
  ld_inflazi_12     0,000373441 0,000637867    0,5855    0,5600
  sq_d_ld_home_     0,0821906   0,133827       0,6142    0,5410
  X2_X3             0,0271836   0,301121       0,09027   0,9283
  X2_X4            -0,0129185   0,235483      -0,05486   0,9564
  X2_X5            -0,000746228 0,0147097     -0,05073   0,9597
  X2_X6             0,0193516   0,0153302      1,262     0,2108
```

```
  X2_X7            -0,0260995    0,0141233     -1,848     0,0686  *
  X2_X8             0,00193106   0,0122108      0,1581    0,8748
  X2_X9             0,251090     0,289603       0,8670    0,3887
  X2_X10            0,116421     0,205807       0,5657    0,5733
  X2_X11            0,531098     0,253283       2,097     0,0394  **
  X3_X4            -0,187489     0,267685      -0,7004    0,4859
  X3_X5            -0,0118396    0,0127666     -0,9274    0,3567
  X3_X6            -0,0168776    0,0111701     -1,511     0,1351
  X3_X7             0,000556530  0,0142746      0,03899   0,9690
  X3_X8             0,00760765   0,0188055      0,4045    0,6870
  X3_X9             0,268868     0,220798       1,218     0,2272
  X3_X10            0,153715     0,246332       0,6240    0,5345
  X3_X11            0,0193550    0,164443       0,1177    0,9066
  X4_X5             0,000339527  0,0168580      0,02014   0,9840
  X4_X6            -0,00557430   0,0144210     -0,3865    0,7002
  X4_X7            -0,0218542    0,0173257     -1,261     0,2111
  X4_X8             0,0326771    0,0180639      1,809     0,0745  *
  X4_X9             0,532413     0,304639       1,748     0,0847  *
  X4_X10            0,108983     0,310606       0,3509    0,7267
  X4_X11            0,0470282    0,278317       0,1690    0,8663
  sq_ld_S_P500_     0,000368097  0,000541570    0,6797    0,4988
  X5_X6            -0,000144030  0,000665440   -0,2164    0,8292
  X5_X7            -0,000253604  0,000614176   -0,4129    0,6809
  X5_X8             0,00124195   0,000884503    1,404     0,1645
  X5_X9             0,0180339    0,0124044      1,454     0,1502
  X5_X10            0,0162131    0,0134654      1,204     0,2324
  X5_X11           -0,00214689   0,0114910     -0,1868    0,8523
  X6_X7            -7,78404e-05  0,000743602   -0,1047    0,9169
  X6_X8             8,70288e-06  0,000782924    0,01112   0,9912
  X6_X9            -0,0237300    0,0133470     -1,778     0,0795  *
  X6_X10            0,0134999    0,0135367      0,9973    0,3219
  X6_X11           -0,00281379   0,0144605     -0,1946    0,8463
  X7_X8            -0,00102091   0,000680021   -1,501     0,1375
  X7_X9            -0,0207779    0,0141888     -1,464     0,1473
  X7_X10           -0,0206864    0,0146052     -1,416     0,1609
  X7_X11            0,000838543  0,0147891      0,05670   0,9549
  X8_X9             0,0424597    0,0129430      3,281     0,0016  ***
  X8_X10            0,0251202    0,0141760      1,772     0,0805  *
  X8_X11           -0,0147444    0,0105159     -1,402     0,1651
  sq_ld_inflazi     0,0528019    0,0757378      0,6972    0,4879
  X9_X10            0,276315     0,118821       2,325     0,0228  **
  X9_X11           -0,0170799    0,206766      -0,08260   0,9344
  X10_X11          -0,0442523    0,217611      -0,2034    0,8394

  R-quadro = 0,603214

Statistica test: TR^2 = 80,227410,
con p-value = P(Chi-quadro(58) > 80,227410) = 0,028257
```

2) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  alpha(0)     3,71321e-06   2,17302e-06     1,709      0,0904  *
  alpha(1)     0,193551      0,0958640       2,019      0,0460  **
  alpha(2)    -0,00549777    0,0973897      -0,05645    0,9551
  alpha(3)    -0,0890558     0,0968820      -0,9192     0,3600
  alpha(4)     0,0493052     0,0963511       0,5117     0,6099
  alpha(5)     0,0350699     0,0957607       0,3662     0,7149
  alpha(6)    -0,0987700     0,0938524      -1,052      0,2950
  alpha(7)     0,200615      0,0938809       2,137      0,0349  **
  alpha(8)     0,126267      0,0957878       1,318      0,1902
  alpha(9)    -0,121974      0,0963550      -1,266      0,2083
  alpha(10)    0,108940      0,0966841       1,127      0,2623
  alpha(11)   -0,0582166     0,0973018      -0,5983     0,5509
  alpha(12)    0,0836455     0,0956920       0,8741     0,3840

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
```

```
  Statistica test: LM = 15,0675
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 15,0675) = 0,237765
```

3) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 2001:02-2012:02 (T = 133)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const              0,712333      0,259635      2,744      0,0070  ***
  ld_S_P500_1       -5,43214       4,29908      -1,264      0,2088
  ld_S_P500_2        3,32849       4,46127       0,7461     0,4571
  ld_S_P500_6        6,17157       4,53419       1,361      0,1760
  ld_S_P500_9       -8,29370       4,33872      -1,912      0,0583  *
  d_ld_home_ind    156,549        71,3144        2,195      0,0301  **
  d_ld_home_i_1     -6,84690      71,4286       -0,09586    0,9238
  d_ld_home_i_7     59,8118       68,7442        0,8701     0,3860
  d_ld_home__11    -16,6026       76,1517       -0,2180     0,8278
  ld_inflazio_1     -5,25158      66,2169       -0,07931    0,9369
  ld_inflazio_2      6,27615      64,0074        0,09805    0,9221
  ld_inflazi_12    148,370        57,9628        2,560      0,0117  **

  Somma dei quadrati spiegata = 89,0581

Statistica test: LM = 44,529063,
con p-value = P(Chi-quadro(11) > 44,529063) = 0,000006
```

Nonostante il test ARCH rifiuti l'ipotesi nulla di omoschedasticità autoregressiva, il test di White e il test Breusch-Pagan la rigettano e siamo quindi portati a concludere che i residui non rispettino l'ipotesi di omoschedasticità.

- **Test per l'autocorrelazione**

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione

```
fino all'ordine 12
OLS, usando le osservazioni 2001:02-2012:02 (T = 133)
Variabile dipendente: uhat

                   coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const            -0,000674223  0,000465518  -1,448     0,1504
  d_ld_home_index  -0,0512164    0,0896147    -0,5715    0,5688
  d_ld_home_i_7     0,0153571    0,0850660     0,1805    0,8571
  d_ld_home__11    -0,0197441    0,0928455    -0,2127    0,8320
  ld_S_P500_1      -0,00214720   0,00535724   -0,4008    0,6893
  ld_S_P500_2      -0,00600752   0,00681290   -0,8818    0,3798
  ld_S_P500_6      -0,000794140  0,00544257   -0,1459    0,8843
  ld_S_P500_9      -0,000153844  0,00520503   -0,02956   0,9765
  ld_inflazio_1     0,264389     0,182901      1,446     0,1512
  ld_inflazio_2     0,00780649   0,153900      0,05072   0,9596
  ld_inflazi_12     0,0570429    0,107739      0,5295    0,5976
  uhat_1           -0,353834     0,205914     -1,718     0,0885  *
  uhat_2           -0,213202     0,160777     -1,326     0,1876
  uhat_3           -0,113778     0,123317     -0,9226    0,3582
  uhat_4            0,0640899    0,0979273     0,6545    0,5142
  uhat_5           -0,109759     0,0979278    -1,121     0,2648
  uhat_6           -0,137372     0,100709     -1,364     0,1753
  uhat_7           -0,0463955    0,0981560    -0,4727    0,6374
```

```
  uhat_8           -0,194575     0,100805      -1,930     0,0562  *
  uhat_9           -0,0397098    0,100377      -0,3956    0,6932
  uhat_10           0,0115880    0,0989543      0,1171    0,9070
  uhat_11           0,0182257    0,100324       0,1817    0,8562
  uhat_12          -0,115352     0,153931      -0,7494    0,4552

  R-quadro = 0,097500

Statistica test: LMF = 0,990307,
con p-value = P(F(12,110) > 0,990307) = 0,463

Statistica alternativa: TR^2 = 12,967522,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 12,9675) = 0,371

Ljung-Box Q' = 8,08326,con p-value = P(Chi-quadro(12) > 8,08326) = 0,779
```

Sulla base del valore assunto dal p-value delle statistiche test possiamo accettare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione.

Il modello presenta valori degli indici R^2 e $\hat{R}^2$ abbastanza buoni, tuttavia, per quanto riguarda il rispetto delle ipotesi sui residui, sembrano esserci dei problemi con l'ipotesi di omoschedasticità, dato il risultato dei test di White e di Breusch-Pagan. Per questo motivo, cercheremo ora di migliorare i risultati provando a differenziare ulteriormente le serie, ad eccezione della serie dei prezzi delle case che è già stata precedentemente differenziata.

3.3 Nuova specificazione del modello

L'output della regressione del modello statico è:

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 2000:03-2012:02 (T = 144)

Variabile dipendente: d_ld_inflazio

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*
const	1,09423e-05	0,000306858	0,0357	0,97160
d_ld_unempl_r	-0,00299922	0,00855875	-0,3504	0,72654
d_ld_S_P500	-0,00796916	0,00485182	-1,6425	0,10273
ld_home_index	-0,00414356	0,0309457	-0,1339	0,89368

Media var. dipendente	-3,85e-07	SQM var. dipendente	0,003601
Somma quadr. residui	0,001817	E.S. della regressione	0,003602
R-quadro	0,020451	R-quadro corretto	-0,000539
F(3, 140)	0,974322	P-value(F)	0,406799
Log-verosimiglianza	607,8773	Criterio di Akaike	-1207,755
Criterio di Schwarz	-1195,875	Hannan-Quinn	-1202,928
rho	-0,098613	Durbin-Watson	2,190988

Nessuna variabile risulta essere significativa. Procediamo, quindi, all'analisi del modello dinamico.

L'output della regressione è:

Modello 36:OLS, usando le osservazioni 2000:12-2012:02 (T = 135)

Variabile dipendente: d_ld_inflazio

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	-7,29778e-05	0,000246925	-0,2955	0,76812	
d_ld_unempl_2	-0,0196183	0,0110157	-1,7809	0,07764	*
d_ld_unempl_3	-0,0332397	0,0146033	-2,2762	0,02474	**
d_ld_unempl_4	-0,0365653	0,015326	-2,3858	0,01872	**
d_ld_unempl_5	-0,040625	0,0150692	-2,6959	0,00810	***
d_ld_unempl_6	-0,0432871	0,0144672	-2,9921	0,00341	***
d_ld_unempl_7	-0,0271826	0,0105462	-2,5775	0,01125	**
d_ld_S_P500_1	0,017135	0,00540366	3,1710	0,00196	***
d_ld_S_P500_2	0,0242943	0,0065997	3,6811	0,00036	***
d_ld_S_P500_3	0,026027	0,00720309	3,6133	0,00045	***
d_ld_S_P500_4	0,0213311	0,00678908	3,1420	0,00215	***
d_ld_S_P500_5	0,022288	0,00569893	3,9109	0,00016	***
d_ld_S_P500_8	-0,0104759	0,00456935	-2,2927	0,02374	**
d_ld_home_ind	-0,227302	0,0999587	-2,2740	0,02487	**
d_ld_inflaz_1	-0,347837	0,0846563	-4,1088	0,00008	***
d_ld_inflaz_2	-0,554313	0,0860686	-6,4404	<0,00001	***
d_ld_inflaz_3	-0,574145	0,0938126	-6,1201	<0,00001	***
d_ld_inflaz_4	-0,351293	0,100312	-3,5020	0,00066	***
d_ld_inflaz_5	-0,464237	0,0959335	-4,8392	<0,00001	***
d_ld_inflaz_6	-0,346542	0,103508	-3,3480	0,00111	***
d_ld_inflaz_7	-0,217478	0,0956332	-2,2741	0,02487	**
d_ld_inflaz_8	-0,348533	0,088765	-3,9265	0,00015	***
d_ld_inflaz_9	-0,147705	0,0853491	-1,7306	0,08628	*

Media var. dipendente	0,000017	SQM var. dipendente	0,003595
Somma quadr. residui	0,000918	E.S. della regressione	0,002863
R-quadro	0,469798	R-quadro corretto	0,365651
F(22, 112)	4,510924	P-value(F)	5,07e-08
Log-verosimiglianza	611,5843	Criterio di Akaike	-1177,169
Criterio di Schwarz	-1110,347	Hannan-Quinn	-1150,014
rho	-0,086566	Valore h di Durbin	-5,031625

I valori assunti dagli indici R^2 e $\hat{R}^2$ sono buoni e si assestano circa ai livelli del modello precedente. Il modello sembra stimare abbastanza bene l'andamento della variabile di interesse, come possiamo osservare dalla Figura 3.4.

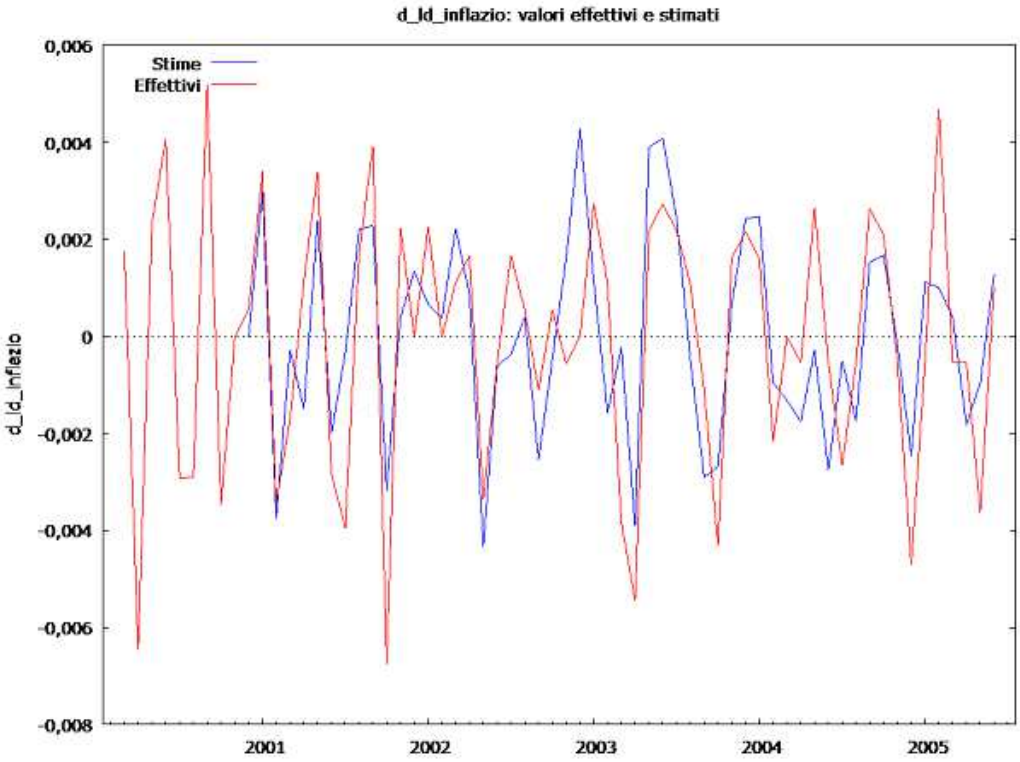


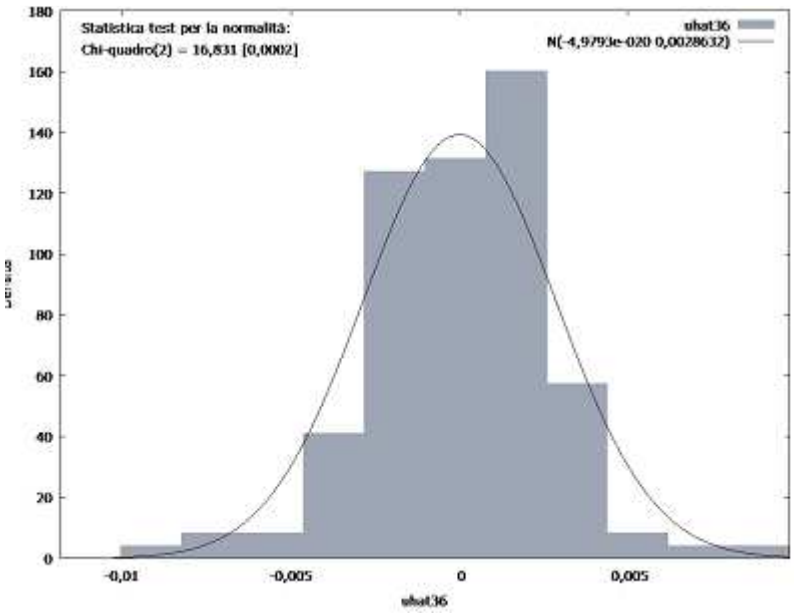
Figura 3.4. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 36.

Verifichiamo ora le ipotesi sui residui del modello.

- **Test di Normalità:** Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale:

Chi-quadro(2) = 16,831 con p-value 0,00022

Il p-value assume un valore inferiore al 5%. L'ipotesi di normalità deve essere rigettata.



- **Test per l'omoschedasticità:**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 2000:12-2012:02 (T = 135)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_d_ld_unemp sq_d_ld_unemp sq_d_ld_unemp
 sq_d_ld_unemp sq_d_ld_unemp sq_d_ld_S_P50 sq_d_ld_S_P50 sq_d_ld_S_P50
 sq_d_ld_S_P50 sq_d_ld_S_P50 sq_d_ld_infla sq_d_ld_infla sq_d_ld_infla
 sq_d_ld_infla sq_d_ld_infla sq_d_ld_infla sq_d_ld_infla sq_d_ld_infla

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const            5,53405e-06   1,87475e-06     2,952      0,0039  ***
  d_ld_unempl_2   -2,06021e-05   5,20991e-05    -0,3954     0,6933
  d_ld_unempl_3    3,77326e-05   6,80906e-05     0,5542     0,5806
  d_ld_unempl_4    5,36657e-05   7,11491e-05     0,7543     0,4523
  d_ld_unempl_5    0,000129655   7,04693e-05     1,840      0,0685  *
  d_ld_unempl_6    9,36378e-05   6,80401e-05     1,376      0,1716
  d_ld_unempl_7    3,76365e-05   4,92199e-05     0,7647     0,4461
  d_ld_S_P500_1   -4,26717e-05   2,50813e-05    -1,701      0,0918  *
  d_ld_S_P500_2   -1,54563e-05   3,12639e-05    -0,4944     0,6220
  d_ld_S_P500_3    1,48984e-05   3,37698e-05     0,4412     0,6600
  d_ld_S_P500_4    1,92090e-06   3,13028e-05     0,06136    0,9512
  d_ld_S_P500_5   -2,75470e-05   2,62636e-05    -1,049      0,2966
  d_ld_S_P500_8    1,55710e-05   2,18264e-05     0,7134     0,4771
  d_ld_home_ind    0,000489434   0,000540153     0,9061     0,3669
  d_ld_inflaz_1   -0,000264836   0,000395527    -0,6696     0,5046
  d_ld_inflaz_2    0,000375343   0,000406701     0,9229     0,3581
  d_ld_inflaz_3   -0,000177416   0,000440483    -0,4028     0,6879
  d_ld_inflaz_4    2,93040e-05   0,000471273     0,06218    0,9505
  d_ld_inflaz_5    0,000938966   0,000455647     2,061      0,0417  **
  d_ld_inflaz_6    0,000429018   0,000486552     0,8818     0,3799
  d_ld_inflaz_7    0,000610413   0,000460653     1,325      0,1879
  d_ld_inflaz_8    0,000408739   0,000407513     1,003      0,3181
  d_ld_inflaz_9   -0,000199118   0,000393589    -0,5059     0,6140
  sq_d_ld_unemp    0,00110463    0,000743771     1,485      0,1404
  sq_d_ld_S_P50   -1,28557e-05   0,000215777    -0,05958    0,9526
  sq_d_ld_home_    0,0182626     0,0638479       0,2860     0,7754
  sq_d_ld_infla   -0,00977986    0,0521559      -0,1875     0,8516

  R-quadro = 0,224601

Statistica test: TR^2 = 30,321182,
con p-value = P(Chi-quadro(26) > 30,321182) = 0,254519
```

2) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  alpha(0)     3,61282e-06   1,90874e-06    1,893       0,0610  *
  alpha(1)     0,361160      0,0950441      3,800       0,0002  ***
  alpha(2)    -0,0352085     0,100902      -0,3489      0,7278
  alpha(3)     0,000404273   0,101038       0,004001    0,9968
  alpha(4)     0,0261795     0,100853       0,2596      0,7957
  alpha(5)     0,0922644     0,100496       0,9181      0,3606
  alpha(6)    -0,206903      0,0988285     -2,094       0,0386  **
  alpha(7)     0,213211      0,0989242      2,155       0,0333  **
  alpha(8)     0,0465561     0,100565       0,4629      0,6443
  alpha(9)    -0,0421723     0,100616      -0,4191      0,6759
  alpha(10)   -0,0380528     0,100646      -0,3781      0,7061
  alpha(11)    0,00989824    0,100680       0,09831     0,9219
  alpha(12)    0,0646456     0,0947466      0,6823      0,4965

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
```

```
  Statistica test: LM = 22,7864
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 22,7864) = 0,029595
```

3) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 2000:12-2012:02 (T = 135)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                 coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const             1,02176      0,164772     6,201     9,64e-09 ***
  d_ld_unempl_2    -0,905395     7,35076     -0,1232    0,9022
  d_ld_unempl_3     7,26120      9,74472      0,7451    0,4577
  d_ld_unempl_4     9,33999     10,2270       0,9133    0,3631
  d_ld_unempl_5    21,6420      10,0556       2,152     0,0335   **
  d_ld_unempl_6    15,9141       9,65391      1,648     0,1021
  d_ld_unempl_7     7,41846      7,03740      1,054     0,2941
  d_ld_S_P500_1    -7,09922      3,60584     -1,969     0,0514   *
  d_ld_S_P500_2    -3,76723      4,40395     -0,8554    0,3941
  d_ld_S_P500_3     0,882015     4,80659      0,1835    0,8547
  d_ld_S_P500_4     0,254966     4,53032      0,05628   0,9552
  d_ld_S_P500_5    -3,43717      3,80287     -0,9038    0,3680
  d_ld_S_P500_8     1,94479      3,04911      0,6378    0,5249
  d_ld_home_ind    98,0809      66,7019       1,470     0,1442
  d_ld_inflaz_1   -54,3185      56,4908      -0,9615    0,3383
  d_ld_inflaz_2    35,5110      57,4332       0,6183    0,5376
  d_ld_inflaz_3   -37,3317      62,6007      -0,5963    0,5521
  d_ld_inflaz_4    -7,25716     66,9374      -0,1084    0,9139
  d_ld_inflaz_5   127,419       64,0160       1,990     0,0490   **
  d_ld_inflaz_6    47,4969      69,0703       0,6877    0,4931
  d_ld_inflaz_7    80,6928      63,8156       1,264     0,2087
  d_ld_inflaz_8    57,6228      59,2325       0,9728    0,3327
  d_ld_inflaz_9   -27,7704      56,9531      -0,4876    0,6268

  Somma dei quadrati spiegata = 107,401

Statistica test: LM = 53,700710,
con p-value = P(Chi-quadro(22) > 53,700710) = 0,000181
```

Anche in questo modello i risultati dei test sono discordi: ora il test di White accetta l'ipotesi nulla di omoschedasticità, mentre il test ARCH e il test di Breusch-Pagan la rigettano. Questo ci porta ad escludere l'ipotesi di omoschedasticità per i residui di questo modello.

- **Test per l'autocorrelazione:**

1) Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione

```
fino all'ordine 12
OLS, usando le osservazioni 2000:12-2012:02 (T = 135)
Variabile dipendente: uhat

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const            2,72409e-05   0,000237697    0,1146      0,9090
  d_ld_unempl_2    0,00894410    0,0109237      0,8188      0,4149
  d_ld_unempl_3    0,0153911     0,0149627      1,029       0,3061
  d_ld_unempl_4    0,0171460     0,0159086      1,078       0,2837
  d_ld_unempl_5    0,0140117     0,0153824      0,9109      0,3645
  d_ld_unempl_6    0,0128904     0,0146551      0,8796      0,3812
  d_ld_unempl_7    0,00822338    0,0111055      0,7405      0,4607
  d_ld_S_P500_1   -0,000800734   0,00582354    -0,1375      0,8909
```

```
  d_ld_S_P500_2   -0,00889847    0,00729677    -1,220       0,2255
  d_ld_S_P500_3   -0,00760910    0,00859527    -0,8853      0,3781
  d_ld_S_P500_4   -0,00439906    0,00785353    -0,5601      0,5766
  d_ld_S_P500_5   -0,00113758    0,00623147    -0,1826      0,8555
  d_ld_S_P500_8   -0,000334762   0,00543937    -0,06154     0,9510
  d_ld_home_ind    0,00594369    0,100657       0,05905     0,9530
  d_ld_inflaz_1    0,427107      0,223365       1,912       0,0587  *
  d_ld_inflaz_2   -0,00953426    0,218561      -0,04362     0,9653
  d_ld_inflaz_3   -0,0666544     0,223672      -0,2980      0,7663
  d_ld_inflaz_4   -0,0490602     0,254701      -0,1926      0,8476
  d_ld_inflaz_5   -0,0477861     0,191717      -0,2493      0,8037
  d_ld_inflaz_6   -0,000722838   0,227674      -0,003175    0,9975
  d_ld_inflaz_7   -0,138402      0,205067      -0,6749      0,5013
  d_ld_inflaz_8   -0,0446542     0,173673      -0,2571      0,7976
  d_ld_inflaz_9   -0,116088      0,173154      -0,6704      0,5041
  uhat_1          -0,552345      0,240645      -2,295       0,0238  **
  uhat_2           0,128703      0,237063       0,5429      0,5884
  uhat_3           0,231736      0,250965       0,9234      0,3580
  uhat_4           0,0167937     0,239203       0,07021     0,9442
  uhat_5          -0,171043      0,196631      -0,8699      0,3865
  uhat_6          -0,0869216     0,186657      -0,4657      0,6425
  uhat_7           0,0238942     0,187747       0,1273      0,8990
  uhat_8          -0,114530      0,187699      -0,6102      0,5431
  uhat_9          -0,0373939     0,182244      -0,2052      0,8378
  uhat_10         -0,268192      0,162392      -1,652       0,1018
  uhat_11         -0,187086      0,142055      -1,317       0,1909
  uhat_12         -0,360351      0,121028      -2,977       0,0036  ***

  R-quadro = 0,178943

Statistica test: LMF = 1,816191,
con p-value = P(F(12,100) > 1,81619) = 0,0553

Statistica alternativa: TR^2 = 24,157362,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 24,1574) = 0,0194

Ljung-Box Q' = 13,0597,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 13,0597) = 0,365
```

I test per l'autocorrelazione non sono concordi. Il p-value della statistica LMF supera di poco il livello di significatività del 5%; la statistica TR^2 rigetta l'ipotesi di assenza di autocorrelazione; la statistica Ljung-Box presenta un p-value ampliamente sopra il 5%. Alla luce di tali risultati, riteniamo di poter concludere che i residui non sono autocorrelati.

In conclusione anche questo modello, a nostro avviso, presenta problemi di eteroschedasticità.

3.4 Modifica dell'intervallo temporale

Come già accennato durante l'analisi delle serie, a partire dal 2007 iniziano a manifestarsi i primi segnali della crisi finanziaria che colpì gli Stati Uniti nel biennio 2007/2008. A questo punto vogliamo provare ad elaborare entrambi i modelli sviluppati nell'intervallo temporale anteriore a tale biennio, e considerare quindi un periodo di relativa stabilità, per eliminare tutte quelle influenze esterne che intervengono in periodi di turbolenza. E' molto probabile, infatti, che nel periodo della crisi altre variabili esplicative, oltre a quelle in questa sede considerate, abbiano influenzato il tasso di inflazione. Considerando, pertanto, il periodo 2001 - 2006 avremo modo di constatare se la bontà del modello migliora in periodi di stabilità.

3.4.1 Primo modello

Iniziamo analizzando il primo modello nel periodo 2001:01 – 2006:04.
L'output della regressione è:

Modello 46:OLS, usando le osservazioni 2001:01-2006:04 (T = 64)
Variabile dipendente: ld_inflazione

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	0,00198231	0,000520033	3,8119	0,00037	***
ld_unempl_r_3	-0,0249784	0,0118192	-2,1134	0,03948	**
ld_unempl_r_4	-0,0433122	0,0118242	-3,6630	0,00059	***
ld_unempl_r_6	-0,025196	0,0117846	-2,1380	0,03733	**
ld_S_P500_1	-0,0142942	0,00640992	-2,2300	0,03018	**
ld_S_P500_6	-0,0180674	0,00596963	-3,0266	0,00387	***
ld_S_P500_8	-0,0169009	0,00651643	-2,5936	0,01237	**
ld_S_P500_11	0,0157484	0,00576846	2,7301	0,00867	***
d_ld_home_i_1	0,533908	0,192015	2,7806	0,00758	***
d_ld_home_i_6	0,672071	0,198601	3,3840	0,00138	***
ld_inflazio_2	-0,499043	0,108822	-4,5858	0,00003	***
ld_inflazi_10	0,246018	0,132773	1,8529	0,06968	*
ld_inflazi_11	0,487194	0,132323	3,6819	0,00056	***

Media var. dipendente	0,002177	SQM var. dipendente	0,002801
Somma quadr. residui	0,000197	E.S. della regressione	0,001966
R-quadro	0,601338	R-quadro corretto	0,507536
F(12, 51)	6,410673	P-value(F)	9,11e-07
Log-verosimiglianza	315,2957	Criterio di Akaike	-604,5914
Criterio di Schwarz	-576,5260	Hannan-Quinn	-593,5350
rho	0,118783	Durbin-Watson	1,729368

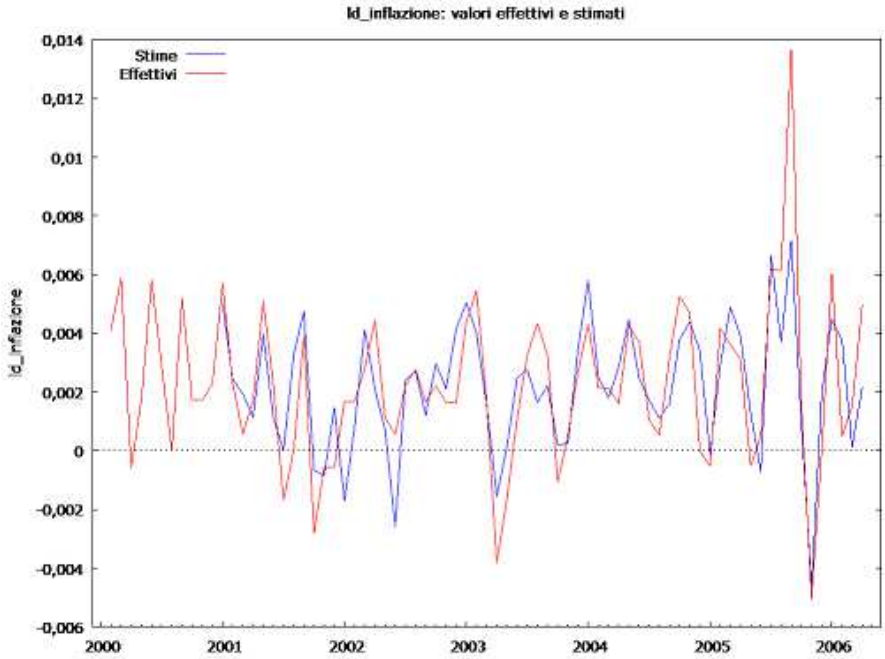


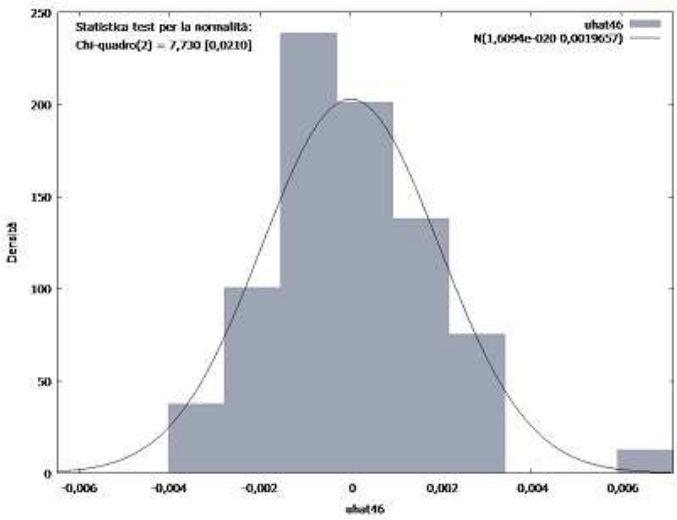
Figura 3.5. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 46.

Come possiamo osservare dal grafico valori effettivi/stimati e dai valori assunti dagli indici R^2 e $\hat{R}^2$ il modello si dimostra molto efficace nell'aderire all'effettivo andamento della variabile dipendente. Da notare, inoltre, che tale specificazione del modello nell'intero intervallo campionario portava all'esclusione della variabile del tasso di disoccupazione, mentre ora essa risulta significativa.

Effettuiamo l'analisi sui residui.

- **Verifica Normalità**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 7,730 con p-value 0,02096
I residui non rispettano l'ipotesi di normalità.



- **Test Omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 2001:01-2006:04 (T = 64)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_ld_unempl_ sq_ld_unempl_ sq_ld_S_P500_
 sq_ld_S_P500_ sq_ld_S_P500_ sq_d_ld_home_ sq_ld_inflazi sq_ld_inflazi

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const           -1,05107e-06   2,05852e-06    -0,5106     0,6120
  ld_unempl_r_3   -2,70763e-05   3,65580e-05    -0,7406     0,4626
  ld_unempl_r_4   -5,02405e-05   3,60207e-05    -1,395      0,1696
  ld_unempl_r_6   -4,86485e-05   3,96369e-05    -1,227      0,2258
  ld_S_P500_1      6,05892e-07   1,94472e-05     0,03116    0,9753
  ld_S_P500_6     -9,97749e-06   1,80570e-05    -0,5526     0,5832
  ld_S_P500_8     -1,91757e-05   1,97988e-05    -0,9685     0,3377
  ld_S_P500_11    -2,67186e-05   1,86737e-05    -1,431      0,1591
  d_ld_home_i_1    0,000105061   0,000590741     0,1778     0,8596
  d_ld_home_i_6    0,000494589   0,000625212     0,7911     0,4329
  ld_inflazio_2    0,000311573   0,000323121     0,9643     0,3399
  ld_inflazi_10    0,000550945   0,000418027     1,318      0,1939
  ld_inflazi_11   -6,66072e-05   0,000683037    -0,09752    0,9227
  sq_ld_unempl_    0,00133155    0,000945302     1,409      0,1655
  sq_ld_S_P500_    0,000194714   0,000327059     0,5953     0,5545
```

```
  sq_d_ld_home_   -0,356369      0,261722       -1,362      0,1798
  sq_ld_inflazi    0,251529      0,148796        1,690      0,0976  *

  R-quadro = 0,283178

Statistica test: TR^2 = 18,123376,
con p-value = P(Chi-quadro(16) > 18,123376) = 0,316722
```

2) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 2001:01-2006:04 (T = 64)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const            -0,00691005     0,512066    -0,01349     0,9893
  ld_unempl_r_3    -9,29964       11,6382      -0,7991      0,4280
  ld_unempl_r_4   -11,1656        11,6430      -0,9590      0,3421
  ld_unempl_r_6    -4,52113       11,6041      -0,3896      0,6984
  ld_S_P500_1       0,0369131      6,31172      0,005848    0,9954
  ld_S_P500_6      -4,08224        5,87818     -0,6945      0,4905
  ld_S_P500_8      -9,06429        6,41659     -1,413       0,1638
  ld_S_P500_11     -5,14818        5,68008     -0,9064      0,3690
  d_ld_home_i_1    81,6859       189,073        0,4320      0,6675
  d_ld_home_i_6   327,737        195,559        1,676       0,0999  *
  ld_inflazio_2   100,139        107,155        0,9345      0,3544
  ld_inflazi_10   151,622        130,739        1,160       0,2516
  ld_inflazi_11   244,716        130,296        1,878       0,0661  *

  Somma dei quadrati spiegata = 41,6358

Statistica test: LM = 20,817908,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 20,817908) = 0,053111
```

3) Test per ARCH di ordine 12

```
             coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------
  alpha(0)     1,61223e-06   2,49120e-06    0,6472      0,5213
  alpha(1)    -0,000165595   0,164882      -0,001004    0,9992
  alpha(2)    -0,0190856     0,164281      -0,1162      0,9081
  alpha(3)     0,0214629     0,163891       0,1310      0,8965
  alpha(4)    -0,0425771     0,156948      -0,2713      0,7876
  alpha(5)     0,169002      0,155392       1,088       0,2835
  alpha(6)    -0,00163460    0,155299      -0,01053     0,9917
  alpha(7)     0,0242975     0,155585       0,1562      0,8767
  alpha(8)     0,228320      0,330985       0,6898      0,4944
  alpha(9)     0,574987      0,337574       1,703       0,0965  *
  alpha(10)   -0,102279      0,351069      -0,2913      0,7723
  alpha(11)   -0,123826      0,347387      -0,3564      0,7234
  alpha(12)   -0,0820978     0,344503      -0,2383      0,8129

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 5,89923
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 5,89923) = 0,921076
```

Tutti i risultati confermano il medesimo risultato: il p-value delle statistiche test è maggiore del livello del 5% e possiamo quindi sostenere che i residui rispettano l'ipotesi di omoschedasticità.

- **Test Autocorrelazione**

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione

```
fino all'ordine 12
OLS, usando le osservazioni 2001:01-2006:04 (T = 64)
Variabile dipendente: uhat

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const           -0,000772639   0,000654403    -1,181      0,2449
  ld_unempl_r_3    0,00150016    0,0120403       0,1246     0,9015
  ld_unempl_r_4   -0,0128572     0,0122984      -1,045      0,3023
  ld_unempl_r_6    0,00254330    0,0127395       0,1996     0,8428
  ld_S_P500_1     -0,00230379    0,00651184     -0,3538     0,7254
  ld_S_P500_6     -0,00311453    0,00608994     -0,5114     0,6119
  ld_S_P500_8     -0,00480530    0,00701379     -0,6851     0,4973
  ld_S_P500_11    -0,000956941   0,00578024     -0,1656     0,8694
  d_ld_home_i_1   -0,168324      0,206432       -0,8154     0,4198
  d_ld_home_i_6    0,142624      0,212064        0,6726     0,5052
  ld_inflazio_2    0,109896      0,154252        0,7124     0,4804
  ld_inflazi_10    0,113594      0,143688        0,7906     0,4340
  ld_inflazi_11    0,0376185     0,150238        0,2504     0,8036
  uhat_1           0,135129      0,167300        0,8077     0,4242
  uhat_2          -0,347609      0,222528       -1,562      0,1263
  uhat_3          -0,179920      0,195903       -0,9184     0,3640
  uhat_4          -0,119862      0,198118       -0,6050     0,5487
  uhat_5          -0,0121944     0,176633       -0,06904    0,9453
  uhat_6          -0,524485      0,194483       -2,697      0,0103  **
  uhat_7           0,356105      0,174229        2,044      0,0478  **
  uhat_8          -0,562286      0,217124       -2,590      0,0134  **
  uhat_9          -0,184356      0,240952       -0,7651     0,4488
  uhat_10         -0,330424      0,246860       -1,339      0,1885
  uhat_11         -0,149709      0,248992       -0,6013     0,5511
  uhat_12         -0,173134      0,226453       -0,7645     0,4491

  R-quadro = 0,337565

Statistica test: LMF = 1,656142,
con p-value = P(F(12,39) > 1,65614) = 0,116

Statistica alternativa: TR^2 = 21,604162,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 21,6042) = 0,0422

Ljung-Box Q' = 11,5491,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 11,5491) = 0,483
```

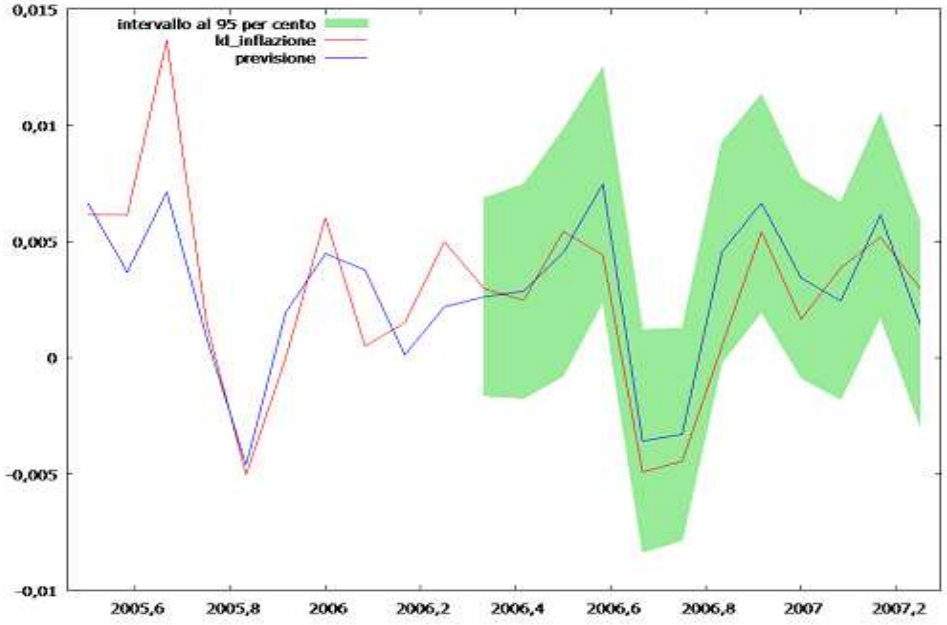
La sola statistica TR^2 rigetta, per un p-value di poco inferiore al livello del 5%, l'ipotesi nulla, mentre le statistiche LMF e Ljung-Box la accettano ampliamente. Questo ci porta ad affermare che i residui rispettano l'ipotesi di assenza di autocorrelazione.

In conclusione possiamo in questo caso sostenere di aver individuato un buon modello. Tutte le ipotesi sui residui sono rispettate e dati i valori assunti dagli indici R^2e $\hat{R}^2$ e visto il grafico, le variabili esplicative introdotte nel modello sembrano avere un elevato potere esplicativo nello spiegare l'andamento del tasso di inflazione.

Vogliamo a questo punto valutare se, data la bontà del modello, esso ha anche un'adeguata capacità di prevedere l'andamento della variabile di interesse.

Statistiche della previsione statica

Errore medio	-0,00080984	Errore percentuale assoluto medio	92,712
Errore quadratico medio	3,3177e-006	U di Theil	0,28107
Radice dell'errore quadratico medio	0,0018215	Proporzione del bias, UM	0,19768
Errore assoluto medio	0,0015137	Proporzione della regressione, UR	0,039032
Errore percentuale medio	-73,271	Proporzione del disturbo, UD	0,76329

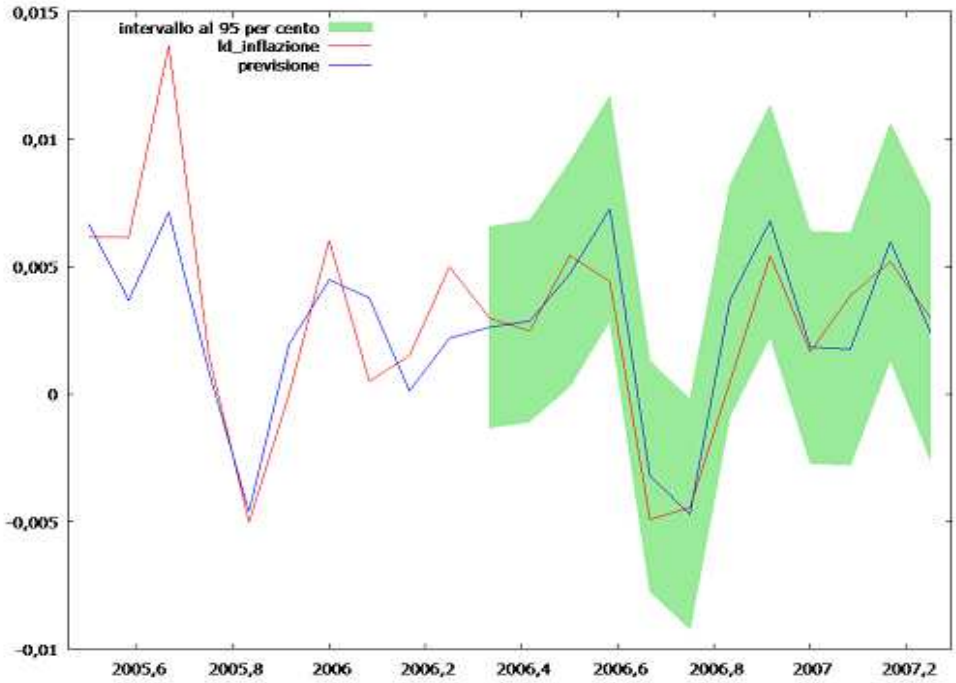


Dal punto di vista della previsione statica, il modello presenta dei risultati molto soddisfacenti. L'indice di Theil assume valore pari a 0,28107, molto vicino allo zero, e questo ci dice che la distanza tra le previsioni effettuate dal modello e i valori della variabile dipendente effettivamente realizzatisi è esigua, indice quindi di una buona capacità previsionale del modello. Da questo punto di vista la bontà del modello si evince chiaramente anche dal grafico, dove la previsione bene aderisce all'andamento della variabile di interesse.

Statistiche della previsione dinamica

Errore medio	-0,00053702	Errore percentuale assoluto medio	69,508
Errore quadratico medio	2,4453e-006	U di Theil	0,30709
Radice dell'errore quadratico medio	0,0015638	Proporzione del bias, UM	0,11794
Errore assoluto medio	0,0012066	Proporzione della regressione, UR	0,067865
Errore percentuale medio	-54,071	Proporzione del disturbo, UD	0,8142

Anche nel caso della previsione dinamica, l'indice di Theil, pari a 0,30709, è vicino allo zero e ciò ci porta alle medesime conclusioni fatte per la previsione statica.



Possiamo a questo punto concludere di aver individuato un modello econometrico che, in periodi di relativa stabilità, è in grado di spiegare ma soprattutto di prevedere l'andamento del tasso di inflazione.

3.4.2 Secondo modello

Ripetiamo ora la medesima analisi sulla seconda formulazione del modello.
L'output della regressione dinamica è:

Modello 26:OLS, usando le osservazioni 2001:03-2006:06 (T = 64)
Variabile dipendente: d_ld_inflazio

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	-4,47078e-05	0,000206527	-0,2165	0,82995	
d_ld_home_i_1	0,424545	0,189575	2,2395	0,03198	**
d_ld_home_i_2	-0,846217	0,231359	-3,6576	0,00088	***
d_ld_home_i_3	0,590798	0,20227	2,9208	0,00625	***
d_ld_home_i_6	0,69147	0,197592	3,4995	0,00136	***
d_ld_home_i_8	0,518191	0,192765	2,6882	0,01117	**
d_ld_home__10	0,541193	0,196055	2,7604	0,00935	***
d_ld_S_P500_1	-0,0120994	0,00455921	-2,6538	0,01215	**
d_ld_S_P500_4	0,0157447	0,00474956	3,3150	0,00223	***
d_ld_S_P500_5	0,0168827	0,00464086	3,6378	0,00093	***
d_ld_S_P500_8	-0,0174257	0,00416442	-4,1844	0,00020	***
d_ld_S_P50_11	0,00867467	0,00408997	2,1210	0,04153	**
d_ld_unempl_3	-0,0328906	0,0130687	-2,5167	0,01688	**
d_ld_unempl_4	-0,0705875	0,0169233	-4,1710	0,00021	***
d_ld_unempl_5	-0,0270894	0,0152296	-1,7787	0,08450	*
d_ld_unempl_6	-0,0491326	0,0138474	-3,5482	0,00119	***

d_ld_unempl_7	-0,0282081	0,0148607	-1,8982	0,06645	*
d_ld_unempl_8	-0,0326391	0,0149554	-2,1824	0,03630	**
d_ld_unempl_9	-0,0352278	0,0109844	-3,2071	0,00298	***
d_ld_unemp_11	0,02556	0,00961476	2,6584	0,01201	**
d_ld_unemp_12	0,0309451	0,00958791	3,2275	0,00282	***
d_ld_inflaz_1	-0,755728	0,102666	-7,3610	<0,00001	***
d_ld_inflaz_2	-1,32323	0,123504	-10,7141	<0,00001	***
d_ld_inflaz_3	-1,2185	0,147435	-8,2646	<0,00001	***
d_ld_inflaz_4	-1,0438	0,171881	-6,0728	<0,00001	***
d_ld_inflaz_5	-1,32198	0,183375	-7,2092	<0,00001	***
d_ld_inflaz_6	-1,00113	0,174223	-5,7462	<0,00001	***
d_ld_inflaz_7	-1,03937	0,174597	-5,9529	<0,00001	***
d_ld_inflaz_8	-1,13185	0,155688	-7,2700	<0,00001	***
d_ld_inflaz_9	-0,839981	0,142319	-5,9021	<0,00001	***
d_ld_infla_10	-0,501433	0,137704	-3,6414	0,00092	***

Media var. dipendente	3,21e-06	SQM var. dipendente	0,003368
Somma quadr. residui	0,000087	E.S. della regressione	0,001623
R-quadro	0,878322	R-quadro corretto	0,767706
F(30, 33)	7,940252	P-value(F)	2,90e-08
Log-verosimiglianza	341,4704	Criterio di Akaike	-620,9409
Criterio di Schwarz	-554,0155	Hannan-Quinn	-594,5756
rho	0,102612	Valore h di Durbin	1,405166

Vediamo da subito un miglioramento degli indici R^2 e $\hat{R}^2$ che si rispecchia nell'elevato fitting tra le realizzazioni osservate della variabile dipendente e i valori stimati dal modello. Tutte le variabili risultano significative e caratterizzate da un contenuto esplicativo importante ai fini della spiegazione dell'andamento della variabile di interesse.

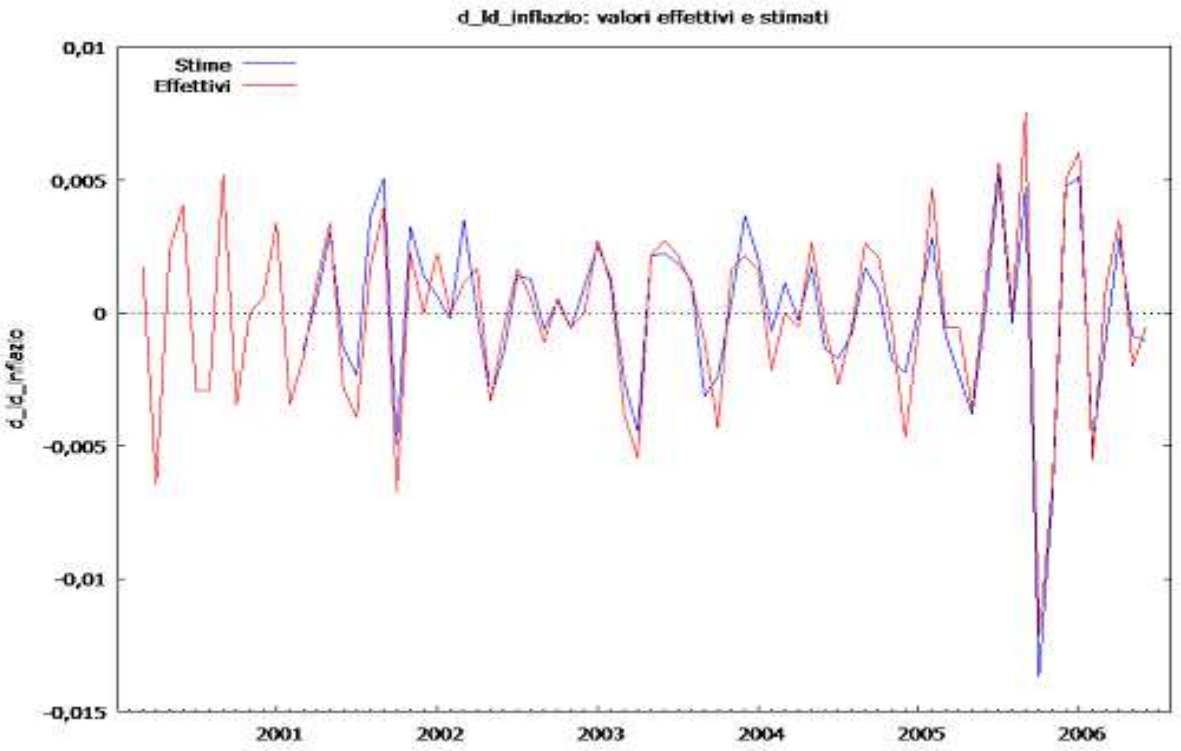


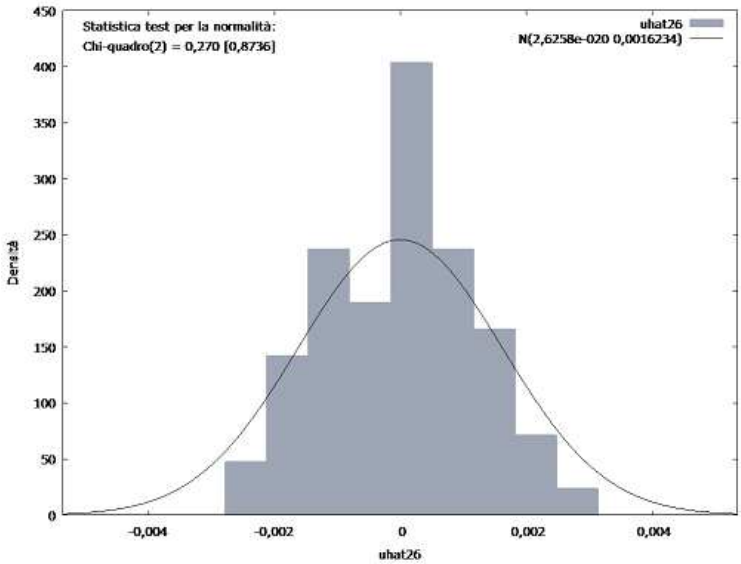
Figura 3.6 Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 26

Sembreremmo in presenza di un buon modello, ma per dirlo con certezza effettuiamo innanzitutto i test sui residui e valutiamo poi la sua capacità previsionale.

- **Test Normalità**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 0,270 con p-value 0,87357

Dato l'elevato valore assunto dal p-value, nettamente maggiore del livello del 5%, possiamo affermare che i residui seguono la distribuzione normale, soddisfacendo così un'importante ipotesi del modello OLS.



- **Test omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 2001:03-2006:06 (T = 64)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_d_ld_home_ sq_d_ld_home_ sq_d_ld_home_
 sq_d_ld_home_ sq_d_ld_home_ sq_d_ld_S_P50 sq_d_ld_S_P50 sq_d_ld_S_P50
 sq_d_ld_S_P50 sq_d_ld_unemp sq_d_ld_unemp sq_d_ld_unemp sq_d_ld_unemp
 sq_d_ld_unemp sq_d_ld_unemp sq_d_ld_unemp sq_d_ld_unemp sq_d_ld_infla
 sq_d_ld_infla sq_d_ld_infla sq_d_ld_infla sq_d_ld_infla sq_d_ld_infla
 sq_d_ld_infla sq_d_ld_infla sq_d_ld_infla

                 coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const           1,77185e-06   4,99959e-07     3,544      0,0014  ***
  d_ld_home_i_1   0,000484922   0,000199943     2,425      0,0218  **
  d_ld_home_i_2  -0,000365495   0,000246332    -1,484      0,1487
  d_ld_home_i_3   0,000152683   0,000199209     0,7664     0,4496
  d_ld_home_i_6   0,000114705   0,000195640     0,5863     0,5622
  d_ld_home_i_8  -0,000107080   0,000214786    -0,4985     0,6219
  d_ld_home__10   0,000181618   0,000213846     0,8493     0,4027
  d_ld_S_P500_1  -5,65498e-06   4,95083e-06    -1,142      0,2627
  d_ld_S_P500_4   2,75216e-06   4,74890e-06     0,5795     0,5667
  d_ld_S_P500_5   1,78858e-06   5,06527e-06     0,3531     0,7266
  d_ld_S_P500_8  -1,70829e-06   4,19371e-06    -0,4073     0,6867
  d_ld_S_P50_11   3,91949e-06   4,03678e-06     0,9709     0,3396
  d_ld_unempl_3  -4,99072e-06   1,38987e-05    -0,3591     0,7221
```

```
  d_ld_unempl_4   -9,60759e-06   1,99401e-05    -0,4818     0,6335
  d_ld_unempl_5    1,43703e-05   1,68719e-05     0,8517     0,4013
  d_ld_unempl_6    1,12798e-05   1,47906e-05     0,7626     0,4518
  d_ld_unempl_7    2,77822e-05   1,61672e-05     1,718      0,0964  *
  d_ld_unempl_8    2,20926e-05   1,54098e-05     1,434      0,1624
  d_ld_unempl_9    1,69280e-05   1,15221e-05     1,469      0,1526
  d_ld_unemp_11    9,46610e-06   9,85118e-06     0,9609     0,3445
  d_ld_unemp_12    2,04040e-05   9,56834e-06     2,132      0,0416  **
  d_ld_inflaz_1    5,50145e-06   0,000102698     0,05357    0,9576
  d_ld_inflaz_2    7,97321e-05   0,000122619     0,6502     0,5207
  d_ld_inflaz_3   -9,01072e-06   0,000150552    -0,05985    0,9527
  d_ld_inflaz_4   -7,32486e-05   0,000172602    -0,4244     0,6744
  d_ld_inflaz_5   -0,000219424   0,000187194    -1,172      0,2507
  d_ld_inflaz_6   -0,000214973   0,000178366    -1,205      0,2379
  d_ld_inflaz_7   -0,000207149   0,000174018    -1,190      0,2435
  d_ld_inflaz_8   -0,000253605   0,000162066    -1,565      0,1285
  d_ld_inflaz_9   -0,000249601   0,000141199    -1,768      0,0876  *
  d_ld_infla_10   -0,000238289   0,000140685    -1,694      0,1010
  sq_d_ld_home_   -0,0680562     0,107137       -0,6352     0,5303
  sq_d_ld_S_P50    2,06401e-06   4,60698e-05     0,04480    0,9646
  sq_d_ld_unemp   -8,10092e-05   0,000149698    -0,5412     0,5925
  sq_d_ld_infla   -0,00894993    0,0279124      -0,3206     0,7508

  R-quadro = 0,582782

Statistica test: TR^2 = 37,298046,
con p-value = P(Chi-quadro(34) > 37,298046) = 0,319883
```

2) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 2001:03-2006:06 (T = 64)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                 coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const             1,07162      0,141286     7,585     9,99e-09 ***
  d_ld_home_i_1   361,375      129,689        2,786     0,0088   ***
  d_ld_home_i_2  -293,481      158,274       -1,854     0,0727   *
  d_ld_home_i_3    94,1477     138,374        0,6804    0,5010
  d_ld_home_i_6    70,0711     135,174        0,5184    0,6077
  d_ld_home_i_8  -101,415      131,871       -0,7690    0,4473
  d_ld_home__10   191,143      134,122        1,425     0,1635
  d_ld_S_P500_1    -5,45687      3,11897     -1,750     0,0895   *
  d_ld_S_P500_4     2,38373      3,24919      0,7336    0,4684
  d_ld_S_P500_5     0,212005     3,17483      0,06678   0,9472
  d_ld_S_P500_8    -0,712526     2,84889     -0,2501    0,8041
  d_ld_S_P50_11     3,14742      2,79797      1,125     0,2687
  d_ld_unempl_3    -6,39631      8,94038     -0,7154    0,4794
  d_ld_unempl_4   -11,6299      11,5773      -1,005     0,3224
  d_ld_unempl_5     8,24872     10,4186       0,7917    0,4342
  d_ld_unempl_6     5,80915      9,47304      0,6132    0,5439
  d_ld_unempl_7    16,9511      10,1663       1,667     0,1049
  d_ld_unempl_8    13,5416      10,2311       1,324     0,1947
  d_ld_unempl_9    11,3237       7,51447      1,507     0,1413
  d_ld_unemp_11     7,51727      6,57750      1,143     0,2613
  d_ld_unemp_12    14,8808       6,55913      2,269     0,0300   **
  d_ld_inflaz_1    16,2684      70,2346       0,2316    0,8183
  d_ld_inflaz_2    50,8595      84,4895       0,6020    0,5513
  d_ld_inflaz_3    -5,59640    100,861       -0,05549   0,9561
  d_ld_inflaz_4   -63,6963     117,585       -0,5417    0,5917
  d_ld_inflaz_5  -184,543      125,447       -1,471     0,1507
  d_ld_inflaz_6  -186,356      119,187       -1,564     0,1275
  d_ld_inflaz_7  -165,391      119,443       -1,385     0,1754
  d_ld_inflaz_8  -218,729      106,507       -2,054     0,0480   **
  d_ld_inflaz_9  -202,057       97,3614      -2,075     0,0458   **
  d_ld_infla_10  -166,645       94,2040      -1,769     0,0861   *
```

```
  Somma dei quadrati spiegata = 53,1372

Statistica test: LM = 26,568578,
con p-value = P(Chi-quadro(30) > 26,568578) = 0,645822
```

3) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  alpha(0)     1,73355e-06   7,76583e-07     2,232      0,0314  **
  alpha(1)     0,0227315     0,165366        0,1375     0,8914
  alpha(2)     0,137148      0,160373        0,8552     0,3977
  alpha(3)    -0,143055      0,159960       -0,8943     0,3766
  alpha(4)    -0,146598      0,155927       -0,9402     0,3529
  alpha(5)     0,104217      0,157291        0,6626     0,5115
  alpha(6)     0,0873594     0,157857        0,5534     0,5831
  alpha(7)    -0,0907500     0,156207       -0,5810     0,5646
  alpha(8)    -0,133296      0,158627       -0,8403     0,4059
  alpha(9)     0,221888      0,155645        1,426      0,1619
  alpha(10)   -0,0875846     0,200741       -0,4363     0,6650
  alpha(11)   -0,251526      0,194355       -1,294      0,2032
  alpha(12)   -0,0523928     0,201397       -0,2601     0,7961

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 7,40976
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 7,40976) = 0,829391
```

Tutti i test presentano un p-value superiore al livello del 5% e sono quindi concordi nell'affermare che i residui soddisfano l'ipotesi di omoschedasticità.

- **Test autocorrelazione**

```
Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 12
OLS, usando le osservazioni 2001:03-2006:06 (T = 64)
Variabile dipendente: uhat

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const            0,000108224   0,000236701     0,4572     0,6522
  d_ld_home_i_1    0,122971      0,289334        0,4250     0,6752
  d_ld_home_i_2   -0,0322824     0,305967       -0,1055     0,9170
  d_ld_home_i_3    0,245183      0,265859        0,9222     0,3669
  d_ld_home_i_6   -0,00882113    0,244720       -0,03605    0,9716
  d_ld_home_i_8    0,211163      0,269673        0,7830     0,4423
  d_ld_home__10   -0,0134985     0,230243       -0,05863    0,9538
  d_ld_S_P500_1   -0,000387016   0,00653089     -0,05926    0,9533
  d_ld_S_P500_4   -0,000579254   0,00691032     -0,08382    0,9340
  d_ld_S_P500_5   -0,00385412    0,00677061     -0,5692     0,5752
  d_ld_S_P500_8   -0,00433984    0,00535441     -0,8105     0,4267
  d_ld_S_P50_11    0,000977719   0,00513236      0,1905     0,8507
  d_ld_unempl_3    0,0160601     0,0182596       0,8795     0,3891
  d_ld_unempl_4    0,0172477     0,0256486       0,6725     0,5086
  d_ld_unempl_5    0,00851579    0,0218960       0,3889     0,7013
  d_ld_unempl_6   -0,00644494    0,0197826      -0,3258     0,7478
  d_ld_unempl_7   -0,00666810    0,0197730      -0,3372     0,7393
  d_ld_unempl_8   -0,0150275     0,0191273      -0,7857     0,4408
  d_ld_unempl_9   -0,00871194    0,0136520      -0,6381     0,5303
  d_ld_unemp_11   -0,00189369    0,0130651      -0,1449     0,8861
  d_ld_unemp_12   -0,00150512    0,0121896      -0,1235     0,9029
```

```
  d_ld_inflaz_1   -0,0886860     0,157343       -0,5636     0,5790
  d_ld_inflaz_2   -0,262456      0,200695       -1,308      0,2051
  d_ld_inflaz_3   -0,117955      0,209529       -0,5630     0,5794
  d_ld_inflaz_4   -0,138974      0,254326       -0,5464     0,5905
  d_ld_inflaz_5   -0,249032      0,289524       -0,8601     0,3994
  d_ld_inflaz_6   -0,177547      0,257805       -0,6887     0,4986
  d_ld_inflaz_7   -0,161666      0,249633       -0,6476     0,5243
  d_ld_inflaz_8   -0,112215      0,221373       -0,5069     0,6175
  d_ld_inflaz_9   -0,0216858     0,217140       -0,09987    0,9214
  d_ld_infla_10   -0,197283      0,207800       -0,9494     0,3532
  uhat_1           0,0627398     0,290370        0,2161     0,8310
  uhat_2           0,397222      0,312989        1,269      0,2183
  uhat_3          -0,0173222     0,322994       -0,05363    0,9577
  uhat_4           0,0160836     0,297116        0,05413    0,9573
  uhat_5           0,549828      0,369603        1,488      0,1517
  uhat_6           0,0963536     0,347068        0,2776     0,7840
  uhat_7          -0,439470      0,320818       -1,370      0,1852
  uhat_8          -0,250833      0,318558       -0,7874     0,4398
  uhat_9          -0,0300659     0,322523       -0,09322    0,9266
  uhat_10          0,0412899     0,353110        0,1169     0,9080
  uhat_11          0,244814      0,296685        0,8252     0,4186
  uhat_12          0,441345      0,338196        1,305      0,2060

  R-quadro = 0,275016

Statistica test: LMF = 0,663847,
con p-value = P(F(12,21) > 0,663847) = 0,766

Statistica alternativa: TR^2 = 17,601031,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 17,601) = 0,128

Ljung-Box Q' = 9,89604,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 9,89604) = 0,625
```

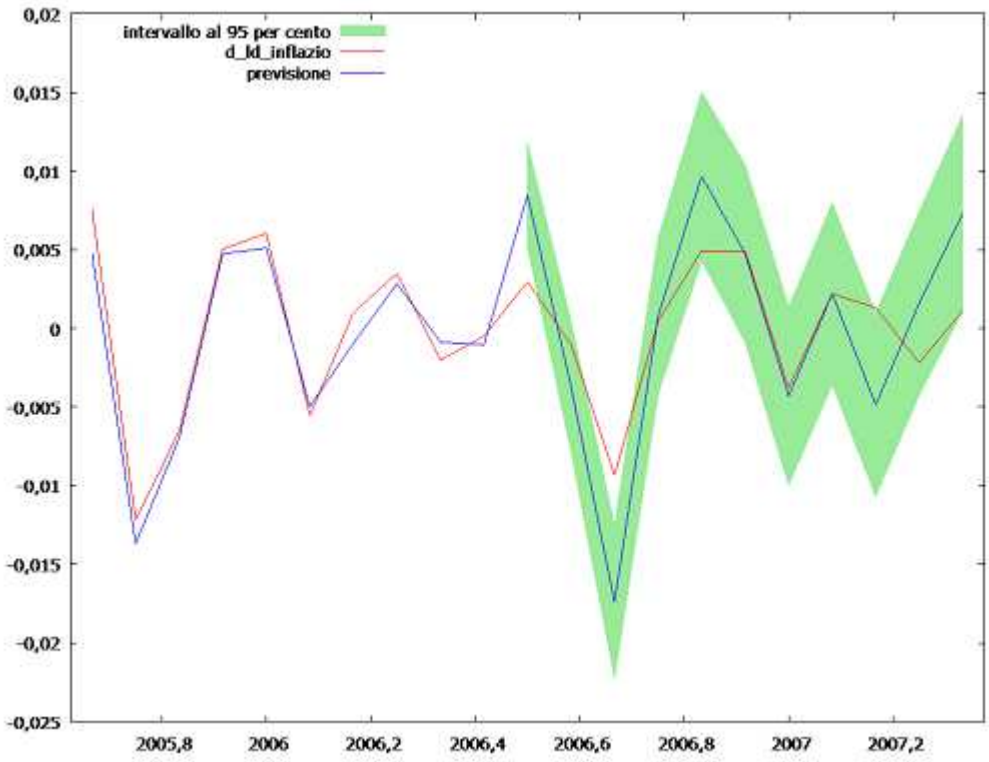
Tutte e tre le statistiche presentano un p-value maggiore del livello del 5%: anche in questo caso, quindi, tutti i test sono concordi e possiamo perciò sostenere che i residui non sono autocorrelati.

In base all'analisi dei residui e al valore assunto dagli indici R^2 e $\hat{R}^2$ possiamo concludere che anche quest'ultimo si presta ad essere un buon modello per descrivere l'andamento del tasso di inflazione.

Vediamo ora se la validità del modello si manifesta anche in una sua buona capacità di prevedere le manifestazioni della nostra variabile dipendente.

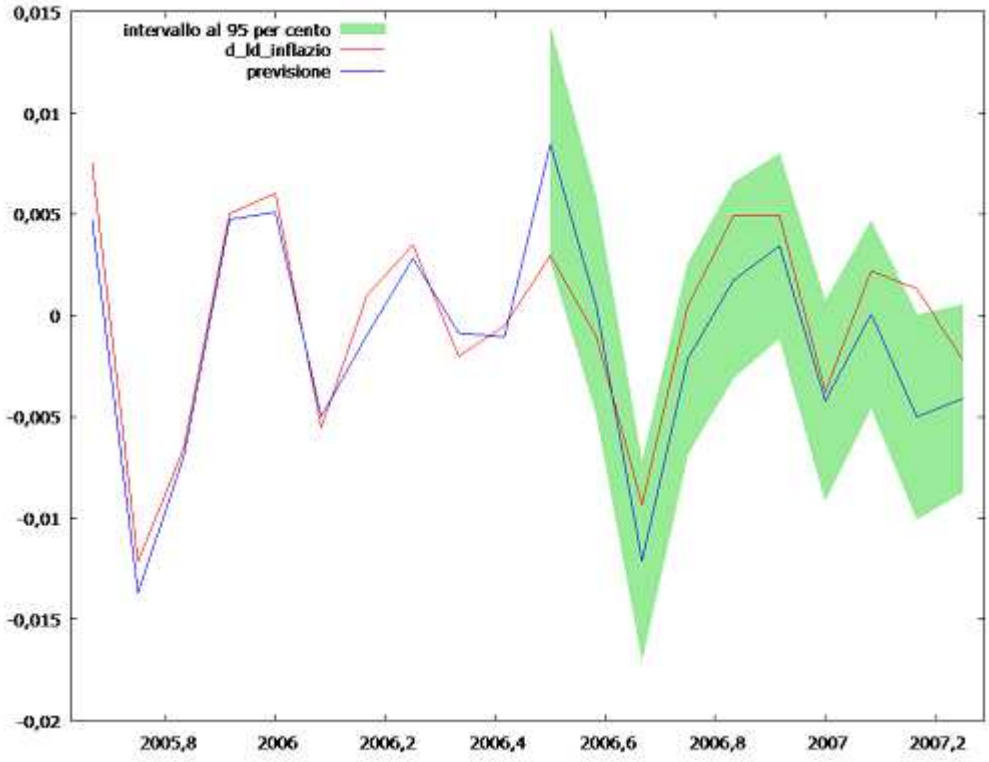
Statistiche della previsione dinamica

Errore medio	-0,00026772	Errore percentuale assoluto medio	75,462
Errore quadratico medio	1,9601e-005	U di Theil	1,0356
Radice dell'errore quadratico medio	0,0044273	Proporzione del bias, UM	0,0036568
Errore assoluto medio	0,0034634	Proporzione della regressione, UR	0,80308
Errore percentuale medio	-55,811	Proporzione del disturbo, UD	0,19327



Statistiche della previsione statica

Errore medio	0,0013828	Errore percentuale assoluto medio	113,16
Errore quadratico medio	1,0779e-005	U di Theil	0,60838
Radice dell'errore quadratico medio	0,0032831	Proporzione del bias, UM	0,17739
Errore assoluto medio	0,0027862	Proporzione della regressione, UR	0,32092
Errore percentuale medio	105,61	Proporzione del disturbo, UD	0,50169



Dal punto di vista della previsione dinamica il modello non sembrerebbe molto buono dato che l'indice di Theil assume un valore prossimo all'unità. Quando andiamo ad analizzare la previsione statica, tuttavia, i risultati migliorano e l'indice di Theil assume valore pari a 0,60838.

3.5 Conclusioni

Modello 46:OLS, usando le osservazioni 2001:01-2006:04 (T = 64)
Variabile dipendente: ld_inflazione

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	0,00198231	0,000520033	3,8119	0,00037	***
ld_unempl_r_3	-0,0249784	0,0118192	-2,1134	0,03948	**
ld_unempl_r_4	-0,0433122	0,0118242	-3,6630	0,00059	***
ld_unempl_r_6	-0,025196	0,0117846	-2,1380	0,03733	**
ld_S_P500_1	-0,0142942	0,00640992	-2,2300	0,03018	**
ld_S_P500_6	-0,0180674	0,00596963	-3,0266	0,00387	***
ld_S_P500_8	-0,0169009	0,00651643	-2,5936	0,01237	**
ld_S_P500_11	0,0157484	0,00576846	2,7301	0,00867	***
d_ld_home_i_1	0,533908	0,192015	2,7806	0,00758	***
d_ld_home_i_6	0,672071	0,198601	3,3840	0,00138	***
ld_inflazio_2	-0,499043	0,108822	-4,5858	0,00003	***
ld_inflazi_10	0,246018	0,132773	1,8529	0,06968	*
ld_inflazi_11	0,487194	0,132323	3,6819	0,00056	***

Media var. dipendente	0,002177	SQM var. dipendente	0,002801
Somma quadr. residui	0,000197	E.S. della regressione	0,001966
R-quadro	0,601338	R-quadro corretto	0,507536
F(12, 51)	6,410673	P-value(F)	9,11e-07
Log-verosimiglianza	315,2957	Criterio di Akaike	-604,5914
Criterio di Schwarz	-576,5260	Hannan-Quinn	-593,5350
rho	0,118783	Durbin-Watson	1,729368

Modello 26:OLS, usando le osservazioni 2001:03-2006:06 (T = 64)
Variabile dipendente: d_ld_inflazio

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	-4,47078e-05	0,000206527	-0,2165	0,82995	
d_ld_home_i_1	0,424545	0,189575	2,2395	0,03198	**
d_ld_home_i_2	-0,846217	0,231359	-3,6576	0,00088	***
d_ld_home_i_3	0,590798	0,20227	2,9208	0,00625	***
d_ld_home_i_6	0,69147	0,197592	3,4995	0,00136	***
d_ld_home_i_8	0,518191	0,192765	2,6882	0,01117	**
d_ld_home__10	0,541193	0,196055	2,7604	0,00935	***
d_ld_S_P500_1	-0,0120994	0,00455921	-2,6538	0,01215	**
d_ld_S_P500_4	0,0157447	0,00474956	3,3150	0,00223	***
d_ld_S_P500_5	0,0168827	0,00464086	3,6378	0,00093	***
d_ld_S_P500_8	-0,0174257	0,00416442	-4,1844	0,00020	***
d_ld_S_P50_11	0,00867467	0,00408997	2,1210	0,04153	**
d_ld_unempl_3	-0,0328906	0,0130687	-2,5167	0,01688	**
d_ld_unempl_4	-0,0705875	0,0169233	-4,1710	0,00021	***
d_ld_unempl_5	-0,0270894	0,0152296	-1,7787	0,08450	*
d_ld_unempl_6	-0,0491326	0,0138474	-3,5482	0,00119	***
d_ld_unempl_7	-0,0282081	0,0148607	-1,8982	0,06645	*
d_ld_unempl_8	-0,0326391	0,0149554	-2,1824	0,03630	**
d_ld_unempl_9	-0,0352278	0,0109844	-3,2071	0,00298	***
d_ld_unemp_11	0,02556	0,00961476	2,6584	0,01201	**
d_ld_unemp_12	0,0309451	0,00958791	3,2275	0,00282	***
d_ld_inflaz_1	-0,755728	0,102666	-7,3610	<0,00001	***
d_ld_inflaz_2	-1,32323	0,123504	-10,7141	<0,00001	***
d_ld_inflaz_3	-1,2185	0,147435	-8,2646	<0,00001	***
d_ld_inflaz_4	-1,0438	0,171881	-6,0728	<0,00001	***
d_ld_inflaz_5	-1,32198	0,183375	-7,2092	<0,00001	***
d_ld_inflaz_6	-1,00113	0,174223	-5,7462	<0,00001	***
d_ld_inflaz_7	-1,03937	0,174597	-5,9529	<0,00001	***
d_ld_inflaz_8	-1,13185	0,155688	-7,2700	<0,00001	***
d_ld_inflaz_9	-0,839981	0,142319	-5,9021	<0,00001	***
d_ld_infla_10	-0,501433	0,137704	-3,6414	0,00092	***

Media var. dipendente	3,21e-06	SQM var. dipendente	0,003368
Somma quadr. residui	0,000087	E.S. della regressione	0,001623
R-quadro	0,878322	R-quadro corretto	0,767706
F(30, 33)	7,940252	P-value(F)	2,90e-08
Log-verosimiglianza	341,4704	Criterio di Akaike	-620,9409
Criterio di Schwarz	-554,0155	Hannan-Quinn	-594,5756
rho	0,102612	Valore h di Durbin	1,405166

I modelli presentano delle caratteristiche tali per cui possiamo ritenerli entrambi affidabili. In entrambi i casi le ipotesi sui residui vengono rispettate. Data la trasformazione applicata a tutte le variabili, compresa quella del tasso di inflazione, non possiamo confrontare i valori assunti dagli indici R^2 e $\hat{R}^2$ per determinare quale sia il più efficiente: la variabile endogena è infatti cambiata. Ad ogni modo possiamo notare come in entrambi i casi essi siano piuttosto elevati. Dal punto di vista della capacità previsionale, tuttavia, il primo modello pare nettamente migliore considerando sia la previsione dinamica che quella statica, dati i valori assunti dall'indice di Theil nei rispettivi casi. Saremmo quindi portati a preferire, da un punto di vista statistico, la prima versione del modello, ossia quello che spiega l'andamento del tasso di inflazione (e non la sua differenza, come il secondo).

Se osserviamo i coefficienti delle variabili che esprimono il tasso di disoccupazione, notiamo come il trade-off rispetto al tasso di inflazione venga mantenuto nella maggior parte dei casi. Per quanto riguarda il primo modello, tutti i coefficienti presentano segno negativo. Per quanto concerne il secondo, la maggior parte dei ritardi della variabile che esprime (la differenza del tasso di crescita de) il tasso di disoccupazione presenta coefficiente negativo; costituiscono, tuttavia, un'eccezione i ritardi 11 e 12, che hanno segno positivo. È da sottolineare, ad ogni modo, che in quest'ultimo modello era stata applicato l'operatore differenza alle variabili del tasso di inflazione e del tasso di variazione del tasso di disoccupazione.

Per quanto riguarda la relazione tra tasso di inflazione e prezzo delle case, il primo modello evidenzia una relazione positiva, per cui un aumento della variazione del tasso di crescita del prezzo delle case porta ad un aumento del tasso di inflazione. Nel secondo, tale variazione sembra essere confermata, ad eccezione di un solo ritardo, il secondo, che ha segno negativo. Anche in questo caso è da sottolineare l'applicazione dell'operatore differenza alla serie del tasso di inflazione, per cui il significato della relazione muta da un modello all'altro.

Infine, per quanto riguarda la relazione tra tasso di inflazione e indice S&P500, sembra non evidenziarsi una stabile relazione diretta o inversa, ma semplicemente viene confermata l'esistenza di una relazione. I coefficienti si presentano in entrambi i modelli con segno negativo o positivo senza che si rilevi una qualche regolarità.

Per tutti i risultati finora esposti, possiamo affermare di essere stati in grado di elaborare un modello efficiente in grado di spiegare e prevedere con una certa precisione il tasso di inflazione corrente. Quindi, possiamo dire con un buon grado di affidabilità che il tasso di inflazione è funzione del tasso di crescita del tasso di disoccupazione, del tasso di variazione dell'indice S&P500 e della variazione del tasso di crescita del prezzo delle case.

Capitolo 4

MODELLO PER IL TASSO DI DISOCCUPAZIONE

Per molto tempo l'attenzione di policy-maker ed economisti è stata rivolta prevalentemente all'inflazione. Effetto principale di questa variabile macroeconomica è quello di diminuire il valore reale di salari e stipendi e, quindi, il loro potere di acquisto (ossia i beni che effettivamente si riescono ad acquistare con il salario percepito). Dato il manifestarsi di episodi di forte inflazione, è comprensibile l'interesse dedicato alla ricerca di quali variabili macroeconomiche influissero sul tasso di inflazione stesso, in modo tale da poter intraprendere quelle politiche volte alla sua diminuzione e stabilizzazione. Proprio nell'ambito di questa ricerca emergeva la curva di Phillips.

Negli ultimi decenni, tuttavia, molto interesse è stato rivolto anche ad un'altra variabile, il tasso di disoccupazione, indice, tra gli altri, del grado di benessere di una società. Dato il crescente interesse per questa variabile macroeconomica, siamo a questo punto interessati a sviluppare un modello che sia in grado di descrivere e magari anche di prevedere con una certa precisione il tasso di disoccupazione.

4.1 Analisi delle serie

Come punto di partenza nel modello considereremo quale set informativo le seguenti variabili esplicative: GDP reale, popolazione, tasso di inflazione, credito al consumo.

Il mercato di ricerca è sempre quello statunitense.

L'intervallo campionario va da gennaio 1981 a settembre 2007.

Abbiamo voluto inserire nel modello quale variabile esplicativa dell'andamento del tasso di disoccupazione il GDP. Il GDP è una misura della ricchezza di un paese. Esso può essere visto, da un lato, come il valore di beni e servizi finali prodotti da un'economia in un dato periodo di tempo, costituendo in questo modo una misura della produzione aggregata e, dall'altro, come la somma dei diversi redditi di un'economia in un dato periodo di tempo, costituendo così la misura del reddito complessivo generato dall'economia in esame. In generale, supponiamo vi sia una relazione negativa tra GDP e tasso di disoccupazione, in quanto un aumento del GDP implica un'economia in crescita, dunque maggiori consumi e maggiori profitti per le imprese, espansione della produzione e quindi aumento della domanda di lavoro e conseguente diminuzione del tasso di disoccupazione.

Si noti, inoltre, che nel nostro modello non utilizzeremo la serie del GDP nominale bensì quella del GDP reale che rappresenta il valore della produzione o, equivalentemente, il reddito, al netto di effetti inflazionistici. Il GDP nominale esprime il valore della produzione a prezzi correnti. Se utilizzassimo la serie del GDP nominale, dunque, un eventuale aumento del GDP potrebbe essere associato o a un aumento dei prezzi o a un aumento della produzione, o a entrambi. Per distinguere, dunque, queste due componenti, considereremo GDP reale, che rappresenta il valore della produzione valutato a prezzi costanti, e inflazione separatamente. La serie del GDP reale è stata nel nostro caso ottenuta in modo indiretto dividendo il GDP nominale per il deflatore del GDP. Quest'ultimo rappresenta uno dei due modi per calcolare il tasso di inflazione. È definito come il rapporto tra GDP nominale e GDP reale, e il suo tasso di variazione rappresenta il tasso di

inflazione. Nella Figura 4.1 riportiamo la trasformazione della serie del GDP nominale in GDP reale, ottenuto, appunto, dividendo il primo per il deflatore del GDP.

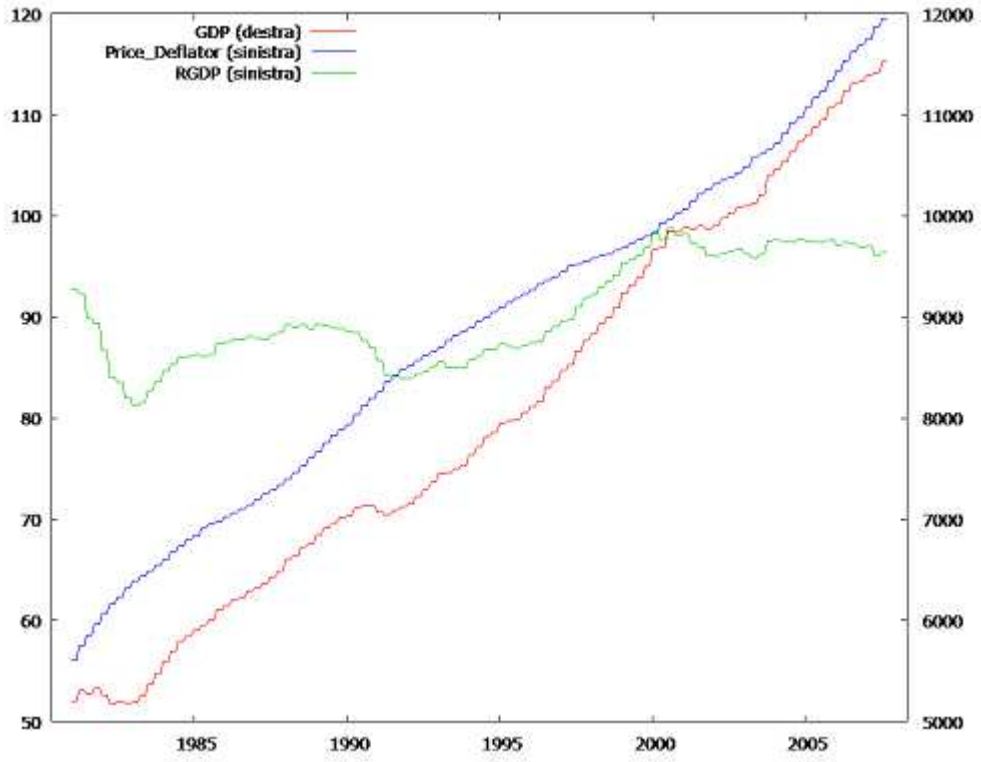


Figura 4.1. GDP nominale, GDP reale e Deflatore del GDP

Il tasso di inflazione viene inserito, chiaramente, per continuare a verificare la relazione inflazione - disoccupazione inizialmente considerata nella formulazione della curva di Phillips. Continueremo ad utilizzare la serie dell'Indice dei Prezzi al Consumo usata nei precedenti modelli, senza fare ricorso al Deflatore del GDP utilizzato per calcolare il GDP reale.

L'andamento della popolazione è stato preso in considerazione in quanto sopponiamo che esso possa influenzare il tasso di disoccupazione. Un elevato tasso di crescita della popolazione è associato a economie in espansione, basti pensare alle economie emergenti, come la Cina. Introducendo questa variabile, avremo quindi modo di analizzare più a fondo un'eventuale relazione.

Infine, abbiamo voluto inserire la serie "Total Consumer Credit Owned and Securitized, Outstanding", come espressione dell'entità del credito concesso dalle banche.

Nella tabella seguente è riportata una descrizione sintetica delle caratteristiche di ciascuna serie.

Nome serie	**CPI**	**POP**	**CREDIT**	**UNRATE**	**GDP**	**Price Deflator**
Descrizione	Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items	Total Population: All Ages including Armed Forces Overseas	Total Consumer Credit Owned and Securitized, Outstanding	Civilian Unemployment Rate	GDP US Chained 2000 Dollars SAAR	US GDP Implicit Price Deflator 2000=100 SA

Fonte	U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics	U.S. Department of Commerce: Census Bureau	Board of Governors of the Federal Reserve System	U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics	Bureau of Economic Analysis	Bureau of Economic Analysis
Release	Consumer Price Index	Monthly National Population Estimates	G.19 Consumer Credit	Employment Situation		
Unità di misura	Indice 1982-84=100	Migliaia	Miliardi di dollari	Percentuale	Valore	
Frequenza	Mensile	Mensile	Mensile, fine periodo	Mensile	Trimestrale[19]	Trimestrale
Aggiustamento stagionalità	Seasonally Adjusted	Not Seasonally Adjusted	Seasonally Adjusted	Seasonally Adjusted	Seasonally Adjusted Annual Rate	Seasonally Adjusted

Vediamo ora l'andamento della serie.

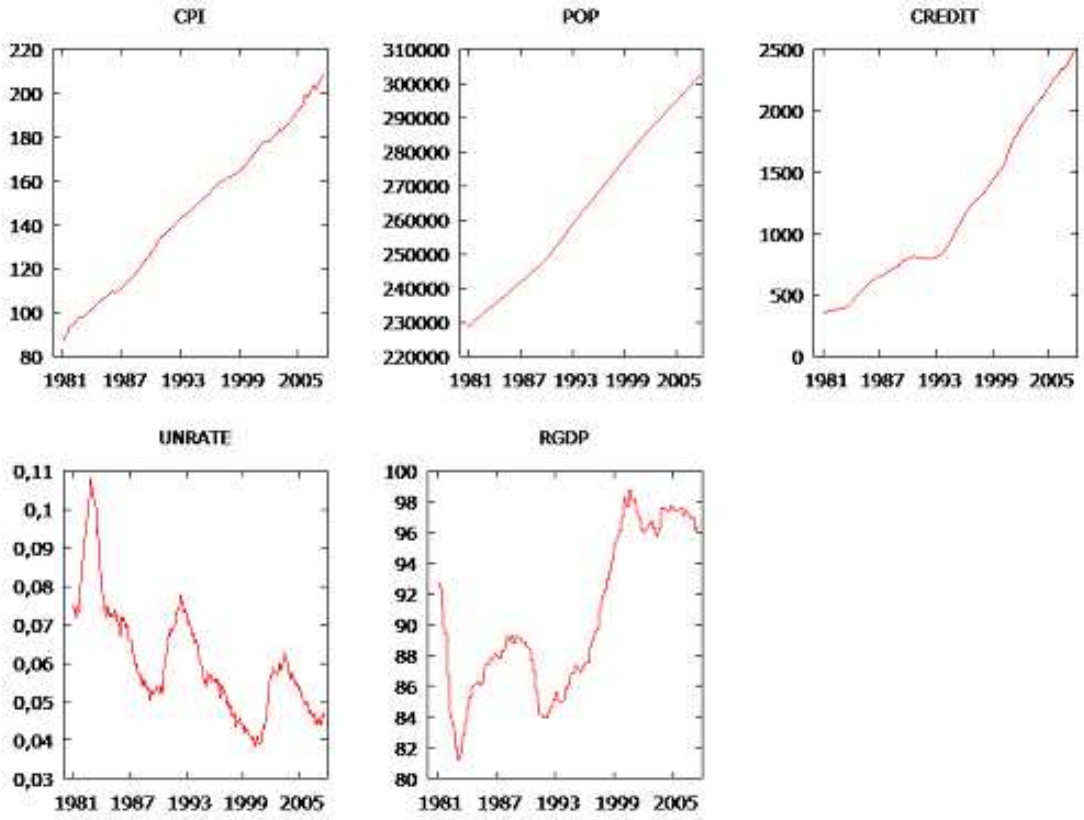


Figura 4.2. Andamento Indice dei prezzi al consumo, della popolazione, del credito concesso dalle banche, tasso di disoccupazione e GDP reale

[19] Essendo le serie del GDP e del deflatore del GDP trimestrali e le rimanenti mensili, per poter elaborare il modello abbiamo supposto GDP e deflatore costanti all'interno del trimestre.

L'andamento delle serie del tasso di disoccupazione e del CPI è già stato analizzato nel capitolo precedente.

Per quanto riguarda le serie che esprimono popolazione e credito concesso dalle banche, possiamo osservare come esse presentino un trend costantemente positivo nell'intervallo considerato.

Il GDP reale, invece, evidenzia due picchi negativi in corrispondenza della recessione 1980-1982 e della recessione del 1990 (sorta in seguito all'invasione del Kuwait e dovuta sostanzialmente al crollo della fiducia dei consumatori: questi erano preoccupati dall'insorgere di un conflitto in Medio Oriente e dalla conseguente possibilità di un aumento del prezzo del petrolio simile a quelli avvenuti negli anni Settanta).

Già da una prima analisi grafica possiamo notare come tutte le serie presentino una componente di trend. Essendo espresse in termini di livelli, ad eccezione della serie relativa al tasso di disoccupazione, applichiamo la differenza logaritmica.

Il risultato è:

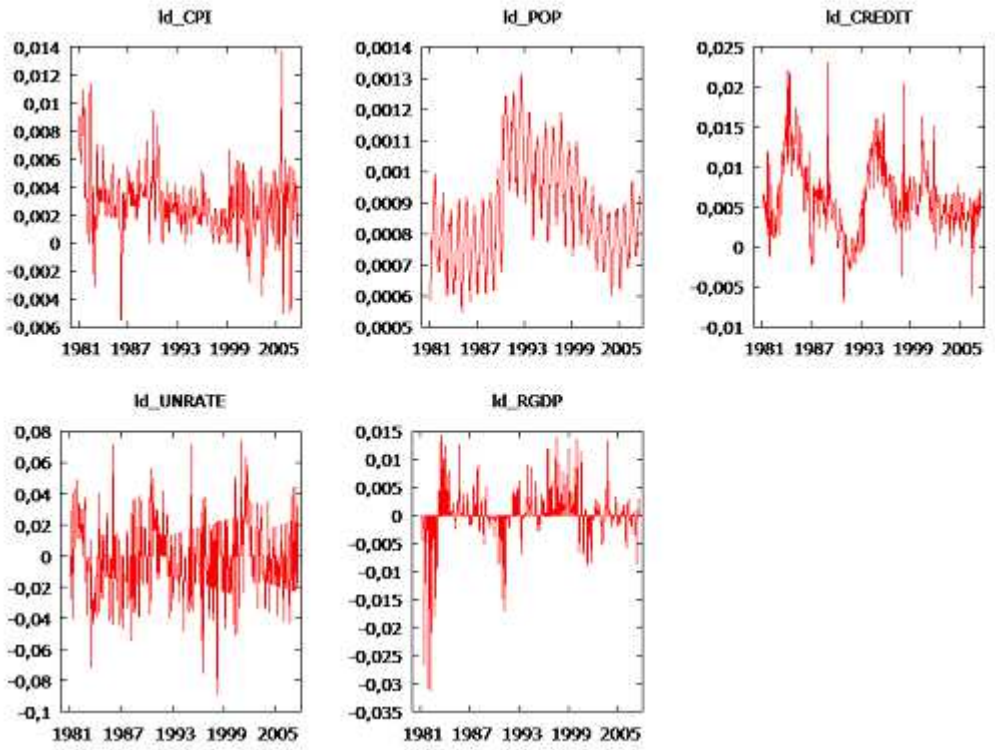


Figura 4.3. Andamento tasso di inflazione, tasso di variazione della popolazione, tasso di variazione del credito concesso dalle banche, tasso di variazione del tasso di disoccupazione, tasso di variazione del GDP reale.

In questo modo la serie ld_CPI rappresenta la variazione percentuale del CPI, ossia il tasso di inflazione, la serie ld_POP rappresenta il tasso di variazione percentuale dei livelli della popolazione, la serie ld_RGDP il tasso di variazione percentuale del GDP reale, la serie ld_UN_RATE il tasso di variazione percentuale del tasso di disoccupazione.

Già da una prima osservazione dell'andamento delle serie notiamo ora come esse presentino oscillazioni attorno ad una media, indice di stazionarietà. Per avere, tuttavia, una prova definitiva, effettuiamo il test ADF a tutte le serie.

Verifica della stazionarietà

- Test Dickey-Fuller aumentato per ld_CPI

inclusi 13 ritardi di (1-L)ld_CPI (max era 16)
Ampiezza campionaria 306
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1

Test senza costante
Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,013
differenze ritardate: F(13, 292) = 12,284 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,0547467
Statistica test: tau_nc(1) = -1,35
p-value asintotico 0,1645

Test con costante
Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,020
differenze ritardate: F(11, 295) = 6,209 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,494024
Statistica test: tau_c(1) = -4,33022
p-value asintotico 0,0003885

Con costante e trend
Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,006
differenze ritardate: F(12, 292) = 5,713 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,611217
Statistica test: tau_ct(1) = -4,55076
p-value asintotico 0,001195

La serie risulta stazionaria sui livelli.

- Test Dickey-Fuller aumentato per ld_CREDIT

inclusi 5 ritardi di (1-L)ld_CREDIT (max era 16)
Ampiezza campionaria 314
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1

Test senza costante
Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,005
differenze ritardate: F(5, 308) = 30,039 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,03706
Statistica test: tau_nc(1) = -1,39113
p-value asintotico 0,153

Test con costante
Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,008

differenze ritardate: F(12, 293) = 7,735 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,156307
Statistica test: tau_c(1) = -2,92334
p-value asintotico 0,0427

Con costante e trend
Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,008
differenze ritardate: F(12, 292) = 7,455 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,166843
Statistica test: tau_ct(1) = -3,03175
p-value asintotico 0,1234

La serie risulta stazionaria sui livelli.

- Test Dickey-Fuller aumentato per ld_UNRATE

inclusi 13 ritardi di (1-L)ld_UNRATE (max era 16)
Ampiezza campionaria 306
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1

Test senza costante
Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,005
differenze ritardate: F(13, 292) = 4,036 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,5648
Statistica test: tau_nc(1) = -4,27666
p-value asintotico 2,021e-005

Test con costante
Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,005
differenze ritardate: F(13, 291) = 3,889 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,587497
Statistica test: tau_c(1) = -4,38078
p-value asintotico 0,0001

Con costante e trend
Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,005
differenze ritardate: F(13, 290) = 3,881 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,589427
Statistica test: tau_ct(1) = -4,39368
p-value asintotico 0,002184

La serie risulta stazionaria sui livelli.

- Test Dickey-Fuller aumentato per ld_RGDP

inclusi 14 ritardi di (1-L)ld_RGDP (max era 16)
Ampiezza campionaria 305
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1

Test senza costante
Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,000
differenze ritardate: F(14, 290) = 7,621 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,566664
Statistica test: tau_nc(1) = -5,64625
p-value asintotico 2,979e-008

Test con costante
Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,004
differenze ritardate: F(14, 289) = 7,453 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,588068
Statistica test: tau_c(1) = -5,82449
p-value asintotico 3,131e-007

Con costante e trend
Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,005
differenze ritardate: F(14, 288) = 7,459 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,576269
Statistica test: tau_ct(1) = -5,59622
p-value asintotico 1,022e-005

La serie risulta stazionaria sui livelli.

- Test Dickey-Fuller aumentato per ld_POP

inclusi 16 ritardi di (1-L)ld_POP (max era 16)
Ampiezza campionaria 303
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1

Test senza costante
Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,006
differenze ritardate: F(16, 286) = 33,244 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,000546226
Statistica test: tau_nc(1) = -0,180277
p-value asintotico 0,6214

Test con costante
Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,009
differenze ritardate: F(16, 285) = 30,946 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,0423345
Statistica test: tau_c(1) = -1,95145
p-value asintotico 0,3088

Con costante e trend
Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,009
differenze ritardate: F(16, 284) = 30,851 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -0,0414607
Statistica test: tau_ct(1) = -1,89357
p-value asintotico 0,6578

La serie non risulta stazionaria sui livelli. Proviamo, dunque, a ripetere il test sulle differenze prime.

- Test Dickey-Fuller aumentato per d_ld_POP

inclusi 15 ritardi di (1-L)d_ld_POP (max era 16)
Ampiezza campionaria 303
Ipotesi nulla di radice unitaria: a = 1

Test senza costante
Modello: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,006
differenze ritardate: F(15, 287) = 35,189 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -1,65412
Statistica test: tau_nc(1) = -3,40854
p-value asintotico 0,0006411

Test con costante
Modello: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,006
differenze ritardate: F(15, 286) = 35,067 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -1,65469
Statistica test: tau_c(1) = -3,40354
p-value asintotico 0,01087

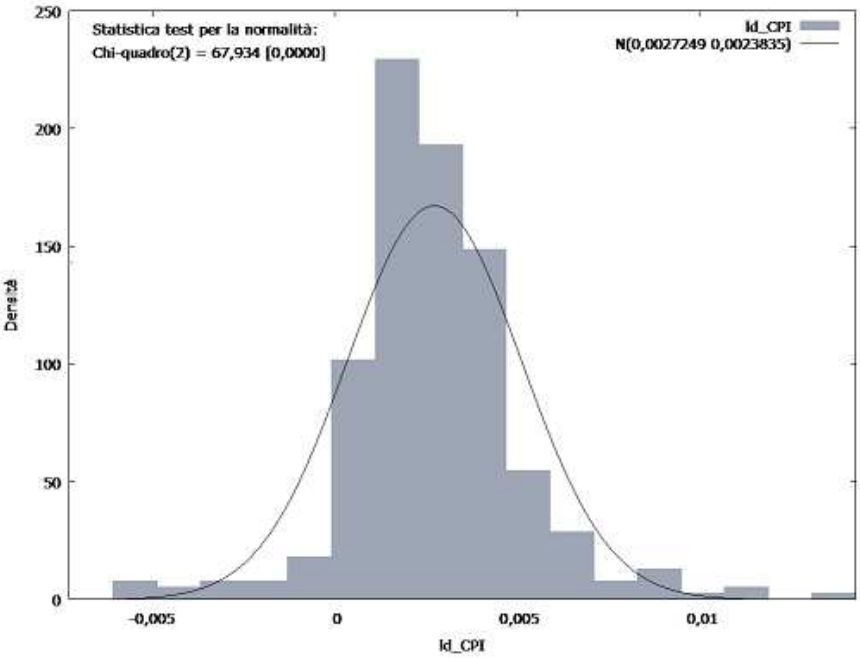
Con costante e trend
Modello: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,012
differenze ritardate: F(14, 287) = 37,404 [0,0000]
Valore stimato di (a - 1): -1,86521
Statistica test: tau_ct(1) = -3,90004
p-value asintotico 0,01205

Usando le differenze prime la serie risulta ora stazionaria. Pertanto, nel nostro modello verrà introdotta la serie d_ld_POP, che rappresenta la differenza mensile della variazione percentuale della popolazione.

Verifica della Normalità

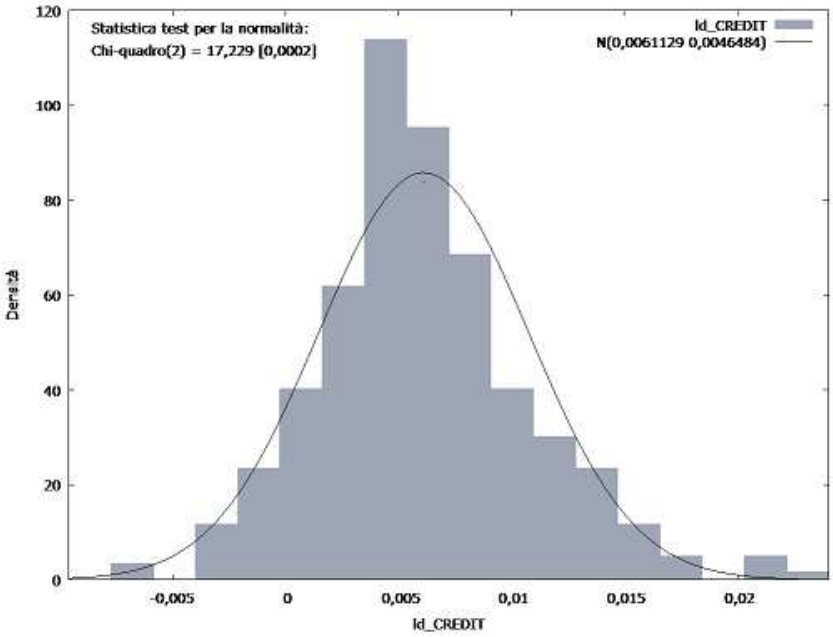
1) Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale per la serie ld_CPI: Chi-quadro(2) = 67,934 con p-value 0,00000

Il p-value assume un valore inferiore al livello del 5% e rigettiamo l'ipotesi di normalità.



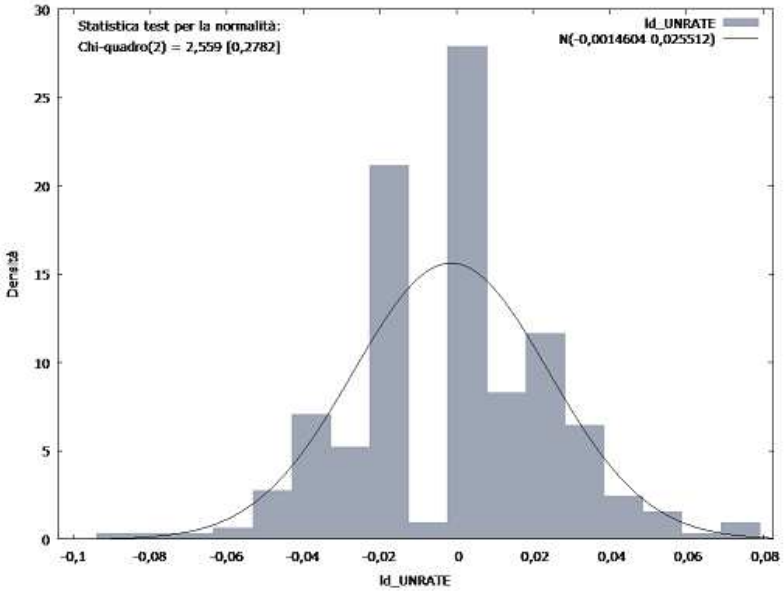
2) Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale per la serie ld_CREDIT: Chi-quadro(2) = 17,229 con p-value 0,00018

L'ipotesi nulla di normalità è rigettata.



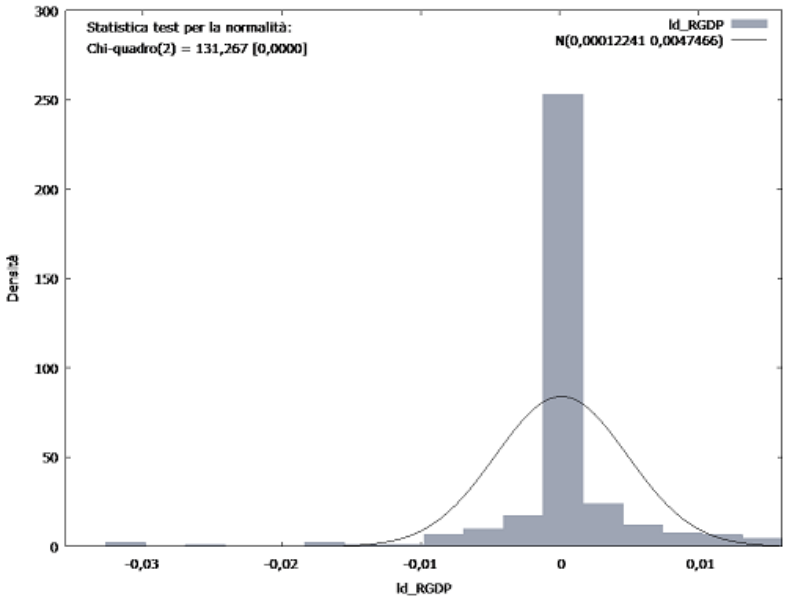
3) Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale per la serie ld_UNRATE: Chi-quadro(2) = 2,559 con p-value 0,27818

La serie non rispetta l'ipotesi nulla di normalità.



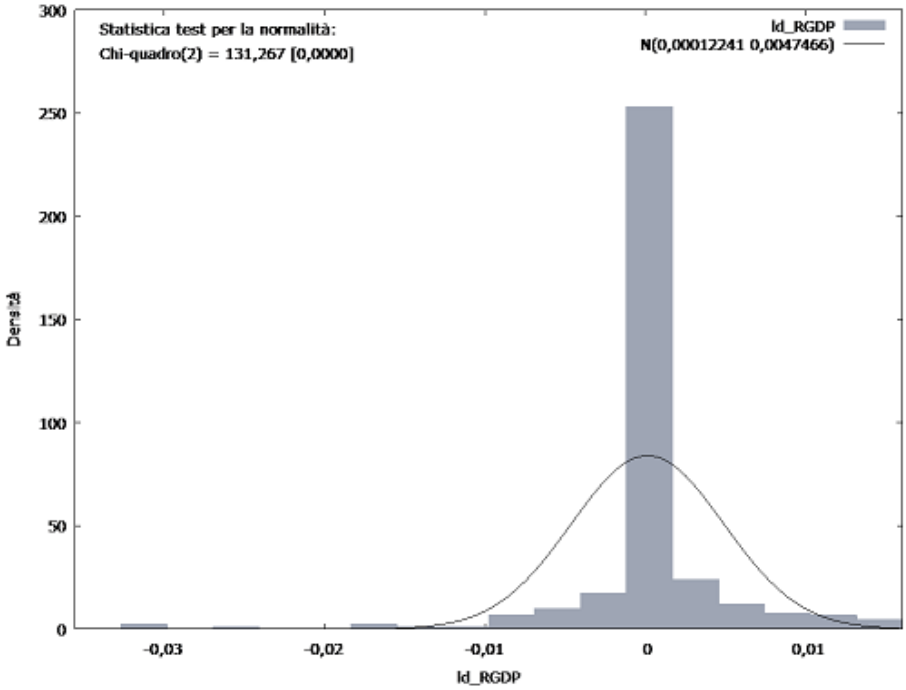
4) Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale per la serie ld_RGDP: Chi-quadro(2) = 131,267 con p-value 0,00000

In base al risultato del test possiamo concludere che la serie non si distribuisce secondo una normale.



5) Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale per la serie d_ld_POP: Chi-quadro(2) = 58,764 con p-value 0,00000

L'ipotesi nulla di distribuzione normale è rigettata.



Entriamo ora nel dettaglio di ciascuna serie, e osserviamo i valori assunti dalle principali statistiche descrittive.

Statistiche descrittive, usando le osservazioni 1981:01 - 2007:09
(i valori mancanti sono stati saltati)

Variabile	**Media**	**Mediana**	**Minimo**	**Massimo**
ld_CPI	0,00272488	0,00261068	-0,00548447	0,0136746
ld_CREDIT	0,00611293	0,00560979	-0,00678220	0,0230951
ld_UNRATE	-0,00146044	0,000000	-0,0889475	0,0741080
ld_RGDP	0,000122411	0,000000	-0,0312503	0,0145705
d_ld_POP	1,05786e-006	-7,00906e-007	-0,000223906	0,000436757

Variabile	**Dev. Std.**	**Coeff. di variazione**	**Asimmetria**	**Curtosi**
ld_CPI	0,00238345	0,874701	0,392030	3,18838
ld_CREDIT	0,00464837	0,760417	0,593686	1,01532
ld_UNRATE	0,0255120	17,4687	0,0657570	0,345321
ld_RGDP	0,00474659	38,7759	-2,16777	15,7716
d_ld_POP	7,68387e-005	72,6361	0,383513	2,89421

Matrice di correlazione

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1981:01 - 2007:09
Valore critico al 5% (per due code) = 0,1095 per n = 321

ld_CPI	ld_CREDIT	ld_UNRATE	ld_RGDP	d_ld_POP	
1,0000	0,0081	0,0053	-0,0689	0,1160	ld_CPI
	1,0000	-0,1436	0,1495	-0,0078	ld_CREDIT
		1,0000	-0,1291	-0,0147	ld_UNRATE
			1,0000	-0,0363	ld_RGDP
				1,0000	d_ld_POP

Come possiamo osservare dai valori assunti dai coefficienti di correlazione, prossimi a zero, possiamo sostenere che non ci sia correlazione tra le variabili, ipotesi fondamentale del modello di regressione lineare, e dunque presumibilmente non dovrebbero manifestarsi problemi di multicollinearità nell'elaborazione del modello che stiamo per sviluppare.

4.2 Prima specificazione del modello

Iniziamo elaborando il modello che contiene le variabili risultanti dall'analisi della stazionarietà e di cui abbiamo mostrato statistiche descrittive e matrice di correlazione.

Una volta eliminate tutte le variabili non significative l'output della regressione è:

Modello 59:OLS, usando le osservazioni 1982:02-2007:09 (T = 308)
Variabile dipendente: ld_UNRATE

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	-0,00200962	0,00235907	-0,8519	0,39497	
ld_RGDP_1	-1,23718	0,297334	-4,1609	0,00004	***
ld_RGDP_2	-0,819183	0,296167	-2,7659	0,00603	***
ld_RGDP_3	-1,01074	0,332676	-3,0382	0,00259	***
ld_RGDP_6	-0,806877	0,361775	-2,2303	0,02648	**
ld_RGDP_12	1,30511	0,323515	4,0342	0,00007	***
d_ld_POP_10	28,5998	16,9213	1,6902	0,09205	*
ld_CREDIT_1	-0,660039	0,342808	-1,9254	0,05514	*
ld_CREDIT_5	0,800777	0,336193	2,3819	0,01786	**
ld_UNRATE_1	-0,20821	0,0536697	-3,8795	0,00013	***
ld_UNRATE_3	0,124503	0,0538147	2,3136	0,02138	**
ld_UNRATE_11	0,162506	0,0536955	3,0264	0,00269	***

Media var. dipendente	-0,001962	SQM var. dipendente	0,025316
Somma quadr. residui	0,149583	E.S. della regressione	0,022480
R-quadro	0,239746	R-quadro corretto	0,211494
F(11, 296)	8,485798	P-value(F)	5,21e-13
Log-verosimiglianza	737,9874	Criterio di Akaike	-1451,975
Criterio di Schwarz	-1407,214	Hannan-Quinn	-1434,077
rho	0,005320	Valore h di Durbin	0,274052

La serie che rappresenta il tasso di inflazione scompare dal modello, evidenziando quindi l'assenza di una relazione tra tasso di disoccupazione e tasso di inflazione. Gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ sono piuttosto bassi, circostanza che si riflette sul grafico che confronta i valori effettivi della variabile e i valori stimati dal modello.

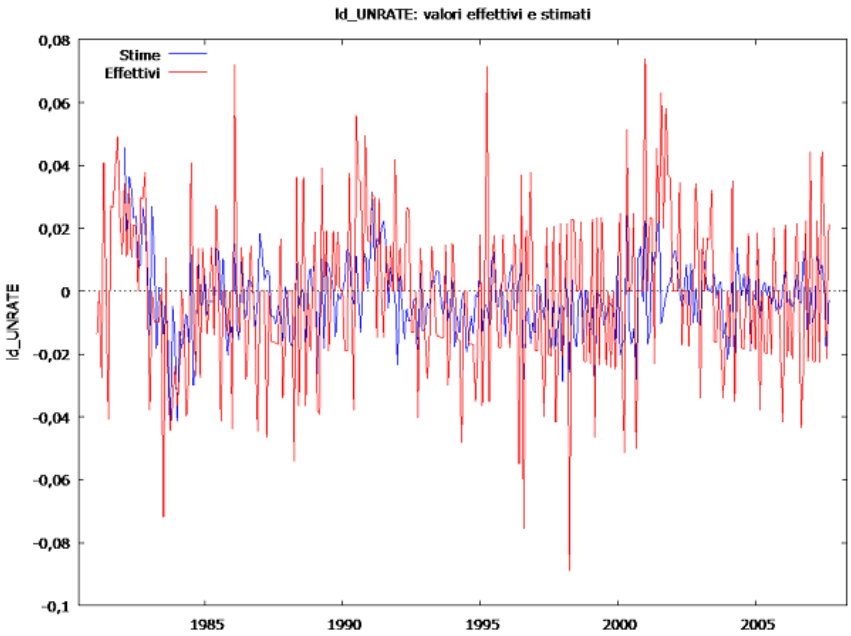


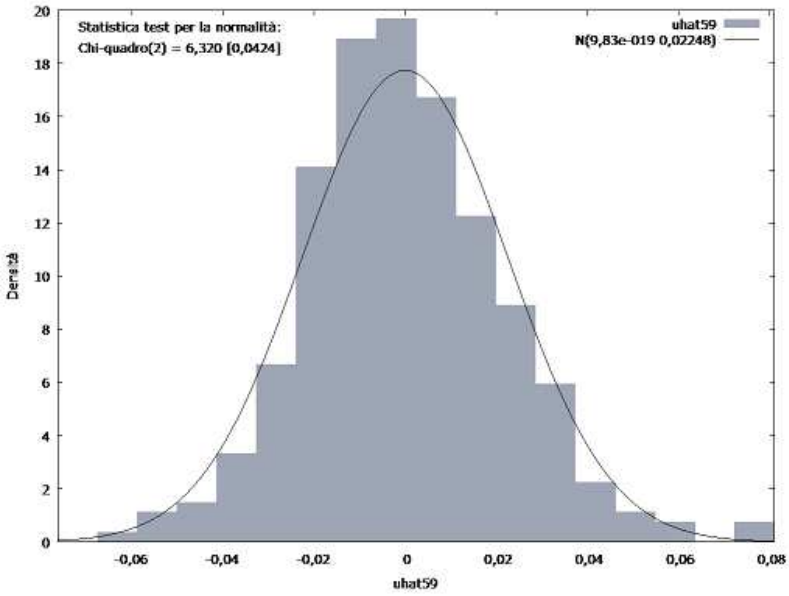
Figura 4.4. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 59.

Procediamo ad ogni modo ad effettuare i test sui residui per verificare se il modello risponde ai requisiti teorici necessari a qualificarlo come modello affidabile.

- **Test Normalità**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 6,320 con p-value 0,04243

Dato il risultato del test possiamo affermare che i residui non si distribuiscono secondo una Normale.



- **Test Omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1982:02-2007:09 (T = 308)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_ld_CREDIT_ sq_ld_UNRATE_ sq_ld_UNRATE_

                  coefficiente    errore std.    rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------------
  const             0,000575927     0,000124853   4,613      6,47e-06 ***
  ld_RGDP_1        -0,0177804       0,0223541    -0,7954     0,4272
  ld_RGDP_2        -0,0109040       0,0255689    -0,4265     0,6702
  ld_RGDP_3         0,00385604      0,0346864     0,1112     0,9116
  ld_RGDP_6         0,00406210      0,0338486     0,1200     0,9046
  ld_RGDP_12       -0,0366828       0,0303933    -1,207      0,2286
  d_ld_POP_10      -1,76603         1,17025      -1,509      0,1326
  ld_CREDIT_1      -0,00761342      0,0242660    -0,3137     0,7540
  ld_CREDIT_5      -0,00711457      0,0263057    -0,2705     0,7870
  ld_UNRATE_1       0,00575570      0,00435934    1,320      0,1880
  ld_UNRATE_3      -0,00505860      0,00448939   -1,127      0,2610
  ld_UNRATE_11     -0,00306971      0,00406164   -0,7558     0,4505
  sq_ld_RGDP_1      0,304318        1,07758       0,2824     0,7779
  X2_X7           253,766         160,059         1,585      0,1142
  X2_X8            -0,0196501       3,86487      -0,005084   0,9959
  X2_X9             1,74221         2,98894       0,5829     0,5605
  X2_X10            0,176607        0,491956      0,3590     0,7199
  X2_X11            0,345645        0,536810      0,6439     0,5203
  X2_X12           -0,233033        0,638003     -0,3653     0,7152
  sq_ld_RGDP_2     -1,48089         0,934144     -1,585      0,1142
  X3_X7          -114,944         151,626        -0,7581     0,4491
  X3_X8            -1,93597         4,10664      -0,4714     0,6378
  X3_X9             2,04158         3,82808       0,5333     0,5943
  X3_X10           -0,167281        0,585895     -0,2855     0,7755
  X3_X11           -0,235069        0,675214     -0,3481     0,7280
  X3_X12           -0,104946        0,435559     -0,2409     0,8098
  sq_ld_RGDP_3      0,191205        1,33883       0,1428     0,8866
  X4_X5            -4,28556         2,69582      -1,590      0,1132
  X4_X6            -0,731052        2,96735      -0,2464     0,8056
  X4_X7           181,929         229,258         0,7936     0,4282
  X4_X8             9,50082         4,51497       2,104      0,0364   **
  X4_X9            -6,84282         5,64443      -1,212      0,2266
  X4_X10            0,190053        0,764478      0,2486     0,8039
  X4_X11            0,562849        0,655907      0,8581     0,3917
  X4_X12           -1,51304         0,712715     -2,123      0,0348   **
  sq_ld_RGDP_6      0,783175        1,76382       0,4440     0,6574
  X5_X6             4,36832         2,83075       1,543      0,1241
  X5_X7           -44,9673        293,092        -0,1534     0,8782
  X5_X8            -3,67450         3,79199      -0,9690     0,3335
  X5_X9             0,607648        4,59394       0,1323     0,8949
  X5_X10           -0,0237643       0,761437     -0,03121    0,9751
  X5_X11           -0,939170        0,701018     -1,340      0,1816
  X5_X12            1,00710         0,844745      1,192      0,2344
  sq_ld_RGDP_12    -1,34705         1,80388      -0,7468     0,4559
  X6_X7           109,963         281,841         0,3902     0,6968
  X6_X8            -4,62816         4,71447      -0,9817     0,3272
  X6_X9             5,88453         4,56309       1,290      0,1984
  X6_X10            0,132041        0,870718      0,1516     0,8796
  X6_X11           -0,369118        0,592186     -0,6233     0,5337
  X6_X12            0,655026        0,740267      0,8849     0,3771
  sq_d_ld_POP_1   404,752        4842,04           0,08359    0,9335
  X7_X8           247,922         203,471         1,218      0,2242
  X7_X9            38,4550        194,384         0,1978     0,8433
  X7_X10          -42,6667         30,1593       -1,415      0,1584
  X7_X11           89,0255         29,3773        3,030      0,0027   ***
  X7_X12          -60,4960         31,8336       -1,900      0,0586   *
  sq_ld_CREDIT_    -0,717199        1,79689      -0,3991     0,6902
  X8_X9             1,86280         3,01731       0,6174     0,5376
```

```
  X8_X10            0,523544        0,550835      0,9505     0,3428
  X8_X11            0,991293        0,643581      1,540      0,1248
  X8_X12            0,129593        0,563346      0,2300     0,8183
  X9_X10           -1,06323         0,565591     -1,880      0,0613   *
  X9_X11           -0,112814        0,539633     -0,2091     0,8346
  X9_X12           -0,502885        0,642112     -0,7832     0,4343
  sq_ld_UNRATE_     0,0192396       0,0595686     0,3230     0,7470
  X10_X11           0,0133195       0,0863727     0,1542     0,8776
  X10_X12          -0,184110        0,0854973    -2,153      0,0323   **
  X11_X12          -0,110448        0,106523     -1,037      0,3009

Attenzione: la matrice dei dati è vicina alla singolarità!

  R-quadro = 0,241764

Statistica test: TR^2 = 74,463304,
con p-value = P(Chi-quadro(67) > 74,463304) = 0,248457
```

2) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1982:02-2007:09 (T = 308)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                 coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const             0,942412       0,169234     5,569      5,76e-08 ***
  ld_RGDP_1        13,9969        21,3301       0,6562     0,5122
  ld_RGDP_2       -11,6586        21,2464      -0,5487     0,5836
  ld_RGDP_3        20,3037        23,8654       0,8508     0,3956
  ld_RGDP_6       -16,9654        25,9529      -0,6537     0,5138
  ld_RGDP_12      -14,6002        23,2082      -0,6291     0,5298
  d_ld_POP_10    1454,93        1213,90         1,199      0,2317
  ld_CREDIT_1       2,74667       24,5923       0,1117     0,9111
  ld_CREDIT_5       6,01712       24,1177       0,2495     0,8032
  ld_UNRATE_1       3,05871        3,85015      0,7944     0,4276
  ld_UNRATE_3       1,56251        3,86055      0,4047     0,6860
  ld_UNRATE_11     -7,53387        3,85200     -1,956      0,0514   *

  Somma dei quadrati spiegata = 20,8998

Statistica test: LM = 10,449893,
con p-value = P(Chi-quadro(11) > 10,449893) = 0,490430
```

3) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  alpha(0)     0,000487466   0,000104751     4,654      5,02e-06 ***
  alpha(1)    -0,00974833    0,0594468      -0,1640     0,8699
  alpha(2)     0,127037      0,0594520       2,137      0,0335   **
  alpha(3)    -0,0466097     0,0599080      -0,7780     0,4372
  alpha(4)    -0,00296315    0,0600107      -0,04938    0,9607
  alpha(5)     0,0786490     0,0599965       1,311      0,1910
  alpha(6)    -0,0194872     0,0601760      -0,3238     0,7463
  alpha(7)    -0,0294773     0,0601779      -0,4898     0,6246
  alpha(8)    -0,0293681     0,0600117      -0,4894     0,6250
  alpha(9)    -0,0433644     0,0603455      -0,7186     0,4730
  alpha(10)   -0,0250813     0,0603652      -0,4155     0,6781
  alpha(11)    0,0252589     0,0597601       0,4227     0,6729
  alpha(12)   -0,00436056    0,0599065      -0,07279    0,9420

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 8,19412
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 8,19412) = 0,769782
```

Tutti i test sono concordi nell'accettare l'ipotesi nulla di omoschedasticità.

- **Test Autocorrelazione**

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione

```
fino all'ordine 12
OLS, usando le osservazioni 1982:02-2007:09 (T = 308)
Variabile dipendente: uhat

                 coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const          -0,000151504    0,00243505   -0,06222     0,9504
  ld_RGDP_1      -0,0331406      0,345208     -0,09600     0,9236
  ld_RGDP_2       0,0376336      0,374030      0,1006      0,9199
  ld_RGDP_3       0,0745064      0,366785      0,2031      0,8392
  ld_RGDP_6       0,0804505      0,387739      0,2075      0,8358
  ld_RGDP_12     -0,111325       0,359225     -0,3099      0,7569
  d_ld_POP_10    -0,0162610     17,3021       -0,0009398   0,9993
  ld_CREDIT_1     0,0432816      0,357434      0,1211      0,9037
  ld_CREDIT_5    -0,0239227      0,348729     -0,06860     0,9454
  ld_UNRATE_1    -0,0180755      0,184497     -0,09797     0,9220
  ld_UNRATE_3     0,0484197      0,148206      0,3267      0,7441
  ld_UNRATE_11   -0,0596795      0,124915     -0,4778      0,6332
  uhat_1          0,0196213      0,194455      0,1009      0,9197
  uhat_2          0,0440056      0,0700051     0,6286      0,5301
  uhat_3         -0,0685607      0,156017     -0,4394      0,6607
  uhat_4          0,00934383     0,0752758     0,1241      0,9013
  uhat_5          0,0520787      0,0620169     0,8397      0,4018
  uhat_6          0,0386121      0,0653775     0,5906      0,5553
  uhat_7          0,0575160      0,0611203     0,9410      0,3475
  uhat_8          0,0530448      0,0615516     0,8618      0,3895
  uhat_9          0,0166585      0,0625626     0,2663      0,7902
  uhat_10        -0,0410645      0,0613546    -0,6693      0,5038
  uhat_11         0,0704043      0,138277      0,5092      0,6110
  uhat_12        -0,00982225     0,0714895    -0,1374      0,8908

  R-quadro = 0,016699

Statistica test: LMF = 0,401930,
con p-value = P(F(12,284) > 0,40193) = 0,962

Statistica alternativa: TR^2 = 5,143407,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 5,14341) = 0,953

Ljung-Box Q' = 4,92854,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 4,92854) = 0,96
```

Tutti i test sono concordi nell'accettare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione.

Il modello così specificato risponde a tutti i requisiti teorici. Gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ sono tuttavia bassi. Per avere una visione più completa del modello procediamo ad effettuare previsione dinamica e statica per valutarne quindi la capacità di previsione.

Rielaboriamo quindi il modello su di un intervallo più breve rispetto a quello di partenza, ossia nel periodo 1982:02-2006:09 e valutiamo la previsione dal 2006:10 al2007: 09.

L'output della regressione è:

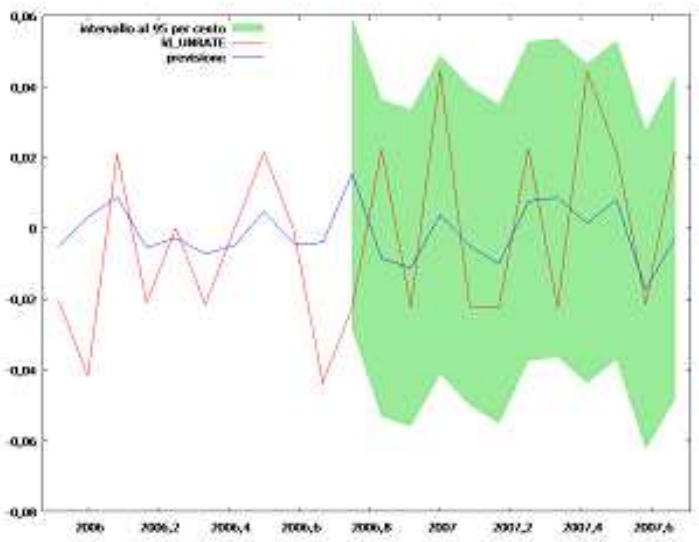
Modello 183:OLS, usando le osservazioni 1982:02-2006:09 (T = 296)
Variabile dipendente: ld_UNRATE

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	-0,00220639	0,00240384	-0,9179	0,35947	
d_ld_POP_10	30,3942	16,952	1,7930	0,07405	*
d_ld_POP_11	-30,5129	16,9788	-1,7971	0,07338	*
ld_CREDIT_1	-0,72859	0,341769	-2,1318	0,03388	**
ld_CREDIT_5	0,876249	0,339919	2,5778	0,01045	**
ld_RGDP_1	-1,30119	0,299543	-4,3439	0,00002	***
ld_RGDP_2	-0,783959	0,296983	-2,6397	0,00876	***
ld_RGDP_3	-1,06007	0,336599	-3,1494	0,00181	***
ld_RGDP_6	-0,742443	0,36333	-2,0434	0,04193	**
ld_RGDP_12	1,32013	0,322093	4,0986	0,00005	***
ld_UNRATE_1	-0,192692	0,0548756	-3,5114	0,00052	***
ld_UNRATE_3	0,116142	0,0551761	2,1049	0,03618	**
ld_UNRATE_11	0,159933	0,0543058	2,9451	0,00350	***

Media var. dipendente	-0,002188	SQM var. dipendente	0,025222
Somma quadr. residui	0,140602	E.S. della regressione	0,022290
R-quadro	0,250800	R-quadro corretto	0,219032
F(12, 283)	7,894701	P-value(F)	1,05e-12
Log-verosimiglianza	712,5172	Criterio di Akaike	-1399,034
Criterio di Schwarz	-1351,060	Hannan-Quinn	-1379,826
rho	-0,009221	Valore h di Durbin	-0,473968

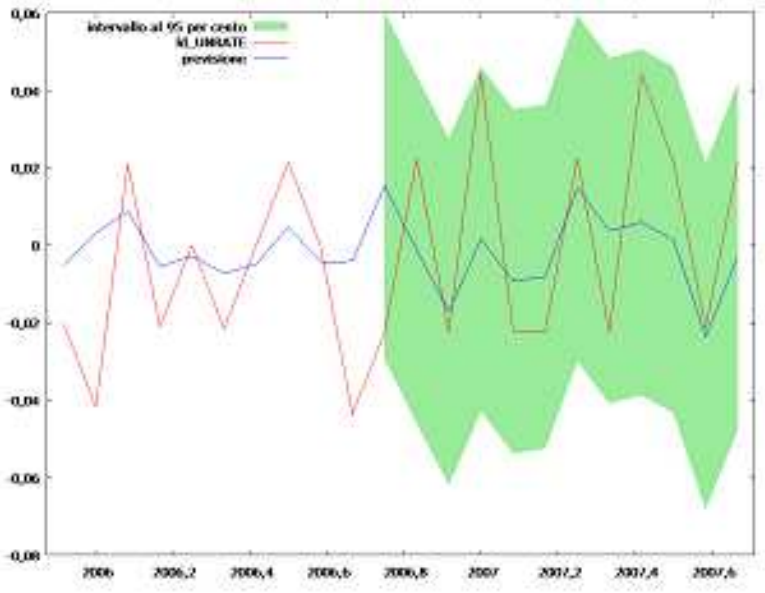
Statistiche della previsione dinamica

Errore medio	0,0044063	Errore percentuale assoluto medio	4,6935
Errore quadratico medio	0,00070216	U di Theil	0,54771
Radice dell'errore quadratico medio	0,026498	Proporzione del bias, UM	0,027651
Errore assoluto medio	0,023401	Proporzione della regressione, UR	0,0089994
Errore percentuale medio	89,639	Proporzione del disturbo, UD	0,96335



Statistiche della previsione statica

Errore medio	0,005185	Errore percentuale assoluto medio	7,261
Errore quadratico medio	0,00062086	U di Theil	0,50327
Radice dell'errore quadratico medio	0,024917	Proporzione del bias, UM	0,043302
Errore assoluto medio	0,021309	Proporzione della regressione, UR	0,00014819
Errore percentuale medio	79,222	Proporzione del disturbo, UD	0,95655



Dati i valori assunti dall'indice di Theil in entrambe le previsioni possiamo concludere che il modello si dimostra relativamente capace di prevedere la variabile di interesse. Dai grafici non emerge, tuttavia, un elevato fitting tra previsione ed effettive realizzazioni della variabile di interesse.

In conclusione, questa prima versione del nostro modello per il tasso di disoccupazione rispetta tutte le ipotesi teoriche fondamentali. Tuttavia, sottolineiamo il fatto che gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ sono relativamente bassi e che i valori stimati da questo modello poco aderiscono al reale andamento della nostra variabile di interesse. Inoltre la variabile che esprime il tasso di inflazione non è risultata significativa. Infine, la capacità previsionale non è particolarmente soddisfacente.

4.3 Seconda specificazione del modello

Per queste ragioni proviamo ora, come è avvenuto per il modello del tasso di inflazione, ad effettuare la regressione applicando una differenza a tutte le serie (ad eccezione della serie che esprime l'andamento della popolazione, già differenziata) ed a confrontare poi i due modelli per capire quale sia il più affidabile.

L'output della regressione è:

Modello 99: OLS, usando le osservazioni 1982:02-2007:09 (T = 308)
Variabile dipendente: d_ld_UNRATE

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*
const	1,52488e-05	0,00131013	0,0116	0,99072

d_ld_CREDIT_5	0,756759	0,315294	2,4002	0,01704	**
d_ld_CREDIT_8	0,561703	0,317511	1,7691	0,07796	*
d_ld_CPI_7	1,05247	0,525059	2,0045	0,04597	**
d_ld_RGDP_1	-1,523	0,373438	-4,0783	0,00006	***
d_ld_RGDP_2	-2,44127	0,544882	-4,4804	0,00001	***
d_ld_RGDP_3	-3,46188	0,692022	-5,0026	<0,00001	***
d_ld_RGDP_4	-3,22234	0,755069	-4,2676	0,00003	***
d_ld_RGDP_5	-2,7098	0,78501	-3,4519	0,00064	***
d_ld_RGDP_6	-3,12723	0,786944	-3,9739	0,00009	***
d_ld_RGDP_7	-2,37572	0,720822	-3,2958	0,00111	***
d_ld_RGDP_8	-2,15366	0,651197	-3,3072	0,00106	***
d_ld_RGDP_9	-1,55966	0,597979	-2,6082	0,00959	***
d_ld_RGDP_10	-1,69182	0,488759	-3,4615	0,00062	***
d_ld_RGDP_11	-1,23136	0,342801	-3,5921	0,00039	***
d_ld_POP_11	-36,0371	17,6752	-2,0389	0,04240	**
d_ld_UNRATE_1	-1,12607	0,0566158	-19,8896	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_2	-1,06187	0,0853664	-12,4390	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_3	-0,907593	0,105436	-8,6080	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_4	-0,862685	0,118727	-7,2661	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_5	-0,745856	0,127501	-5,8498	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_6	-0,646402	0,129916	-4,9756	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_7	-0,493823	0,125149	-3,9459	0,00010	***
d_ld_UNRATE_8	-0,36402	0,113618	-3,2039	0,00151	***
d_ld_UNRATE_9	-0,24489	0,090047	-2,7196	0,00694	***
d_ld_UNRAT_10	-0,192007	0,0577955	-3,3222	0,00101	***

Media var. dipendente	0,000032	SQM var. dipendente	0,037207
Somma quadr. residui	0,148656	E.S. della regressione	0,022960
R-quadro	0,650219	R-quadro corretto	0,619210
F(25, 282)	20,96873	P-value(F)	2,19e-50
Log-verosimiglianza	738,9445	Criterio di Akaike	-1425,889
Criterio di Schwarz	-1328,906	Hannan-Quinn	-1387,111
rho	-0,016356	Valore h di Durbin	-2,268545

Come possiamo notare gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ sono notevolmente migliorati, come anche, quindi, l'andamento dei valori stimati rispetto all'andamento della variabile di interesse (Figura 4.4). Tutte le variabili introdotte risultano significative.

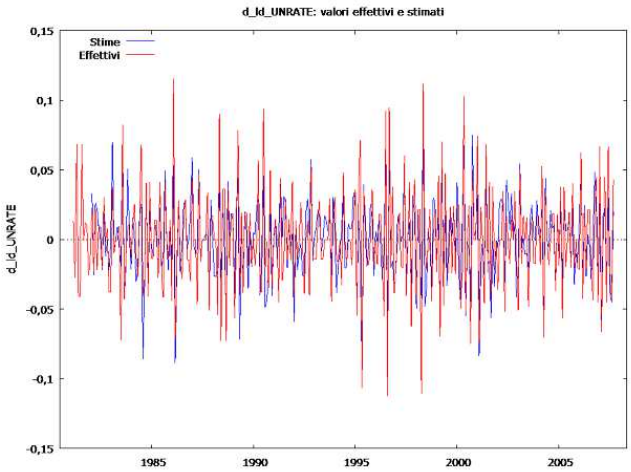
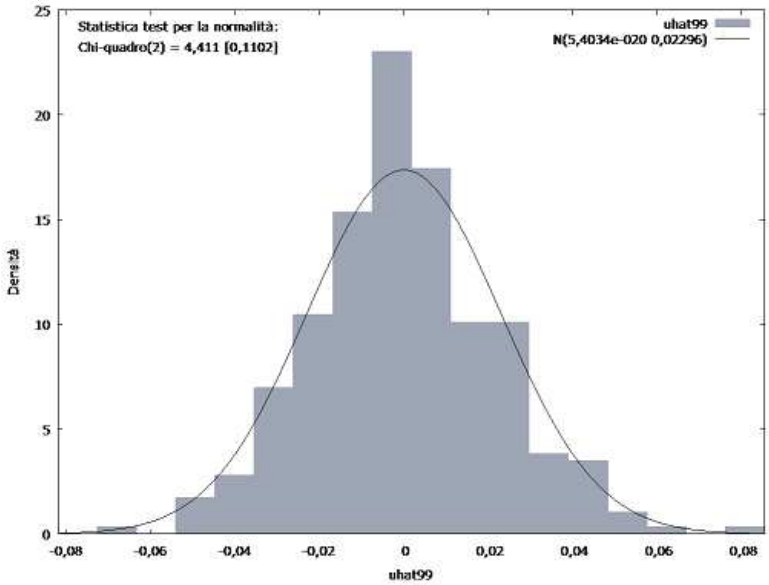


Figura 4.4. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 36.

Verifichiamo ora se le ipotesi del modello sono verificate.

- **Test Normalità**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 4,411 con p-value 0,11018



Come possiamo osservare dal valore assunto dal p-value della statistica test, possiamo accettare l'ipotesi di distribuzione normale dei residui.

- **Test omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1982:02-2007:09 (T = 308)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_d_ld_CREDI sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_RGDP_
 sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_RGDP_
 sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_UNRAT sq_d_ld_UNRAT
 sq_d_ld_UNRAT sq_d_ld_UNRAT sq_d_ld_UNRAT sq_d_ld_UNRAT sq_d_ld_UNRAT
 sq_d_ld_UNRAT sq_d_ld_UNRAT

                 coefficiente    errore std.    rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------------
  const            0,000495011     6,53755e-05    7,572     5,50e-013 ***
  d_ld_CREDIT_5   -0,00284241      0,0104321     -0,2725    0,7855
  d_ld_CREDIT_8    0,00522750      0,0105061      0,4976    0,6192
  d_ld_CPI_7       0,0131741       0,0178410      0,7384    0,4609
  d_ld_RGDP_1     -0,00552488      0,0123958     -0,4457    0,6562
  d_ld_RGDP_2     -0,0152309       0,0180395     -0,8443    0,3992
  d_ld_RGDP_3     -0,0208259       0,0228888     -0,9099    0,3637
  d_ld_RGDP_4     -0,000269654     0,0250629     -0,01076   0,9914
  d_ld_RGDP_5      0,00815137      0,0261964      0,3112    0,7559
  d_ld_RGDP_6      0,00448745      0,0263059      0,1706    0,8647
  d_ld_RGDP_7      0,0203319       0,0241786      0,8409    0,4011
  d_ld_RGDP_8      0,0283957       0,0219922      1,291     0,1977
  d_ld_RGDP_9      0,0358123       0,0205025      1,747     0,0818    *
```

```
  d_ld_RGDP_10      0,0172457       0,0172801      0,9980    0,3191
  d_ld_RGDP_11      0,00915333      0,0117889      0,7764    0,4382
  d_ld_POP_11      -0,722782        0,610784      -1,183     0,2377
  d_ld_UNRATE_1    -0,000290935     0,00188854    -0,1541    0,8777
  d_ld_UNRATE_2    -0,000499444     0,00286493    -0,1743    0,8617
  d_ld_UNRATE_3     0,00105294      0,00352138     0,2990    0,7652
  d_ld_UNRATE_4     0,00105295      0,00395616     0,2662    0,7903
  d_ld_UNRATE_5    -0,00182412      0,00423652    -0,4306    0,6671
  d_ld_UNRATE_6    -0,00505940      0,00431025    -1,174     0,2415
  d_ld_UNRATE_7    -0,000923082     0,00415532    -0,2221    0,8244
  d_ld_UNRATE_8     0,00115092      0,00379504     0,3033    0,7619
  d_ld_UNRATE_9     0,00235629      0,00300599     0,7839    0,4338
  d_ld_UNRAT_10     0,00403293      0,00194654     2,072     0,0392    **
  sq_d_ld_CREDI    -0,542508        1,00366       -0,5405    0,5893
  sq_d_ld_CPI_7     2,03577         3,35405        0,6070    0,5444
  sq_d_ld_RGDP_    -0,595213        0,365579      -1,628     0,1046
  sq_d_ld_POP_1  -501,582        3499,86          -0,1433    0,8861
  sq_d_ld_UNRAT     0,0113614       0,0207925      0,5464    0,5852

Attenzione: la matrice dei dati è vicina alla singolarità!

  R-quadro = 0,098515

Statistica test: TR^2 = 30,342730,
con p-value = P(Chi-quadro(30) > 30,342730) = 0,448205
```

2) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1982:02-2007:09 (T = 308)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                 coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const              1,00259       0,0893732   11,22      2,16e-024 ***
  d_ld_CREDIT_5     -6,07557      21,5085      -0,2825    0,7778
  d_ld_CREDIT_8     11,8125       21,6597       0,5454    0,5859
  d_ld_CPI_7        27,9717       35,8180       0,7809    0,4355
  d_ld_RGDP_1      -14,2009       25,4749      -0,5574    0,5777
  d_ld_RGDP_2      -33,1536       37,1703      -0,8919    0,3732
  d_ld_RGDP_3      -43,1184       47,2077      -0,9134    0,3618
  d_ld_RGDP_4       -2,58188      51,5086      -0,05013   0,9601
  d_ld_RGDP_5       10,6435       53,5511       0,1988    0,8426
  d_ld_RGDP_6       -1,46976      53,6830      -0,02738   0,9782
  d_ld_RGDP_7       29,0961       49,1724       0,5917    0,5545
  d_ld_RGDP_8       43,0339       44,4227       0,9687    0,3335
  d_ld_RGDP_9       55,1883       40,7924       1,353     0,1772
  d_ld_RGDP_10      13,7412       33,3417       0,4121    0,6806
  d_ld_RGDP_11       7,81432      23,3849       0,3342    0,7385
  d_ld_POP_11    -1245,89       1205,75        -1,033     0,3024
  d_ld_UNRATE_1     -0,372585      3,86216     -0,09647   0,9232
  d_ld_UNRATE_2     -0,0921901     5,82345     -0,01583   0,9874
  d_ld_UNRATE_3      3,39794       7,19250      0,4724    0,6370
  d_ld_UNRATE_4      2,53505       8,09921      0,3130    0,7545
  d_ld_UNRATE_5     -3,81087       8,69776     -0,4381    0,6616
  d_ld_UNRATE_6    -11,1491        8,86247     -1,258     0,2094
  d_ld_UNRATE_7     -3,09025       8,53727     -0,3620    0,7176
  d_ld_UNRATE_8      1,41166       7,75067      0,1821    0,8556
  d_ld_UNRATE_9      4,40906       6,14275      0,7178    0,4735
  d_ld_UNRAT_10      8,15632       3,94264      2,069     0,0395    **

  Somma dei quadrati spiegata = 65,6739

Statistica test: LM = 32,836926,
con p-value = P(Chi-quadro(25) > 32,836926) = 0,135196
```

3) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  alpha(0)     0,000612686   0,000120247     5,095      6,38e-07 ***
  alpha(1)    -0,0280159     0,0593677      -0,4719     0,6374
  alpha(2)     0,00278956    0,0594197       0,04695    0,9626
  alpha(3)    -0,0484945     0,0593863      -0,8166     0,4148
  alpha(4)    -0,0516849     0,0594860      -0,8689     0,3857
  alpha(5)     0,0669125     0,0594120       1,126      0,2610
  alpha(6)    -0,0414429     0,0594374      -0,6973     0,4862
  alpha(7)    -0,0488193     0,0594103      -0,8217     0,4119
  alpha(8)    -0,0733599     0,0593637      -1,236      0,2176
  alpha(9)    -0,0291901     0,0593669      -0,4917     0,6233
  alpha(10)    0,00959869    0,0592902       0,1619     0,8715
  alpha(11)    0,00858704    0,0592371       0,1450     0,8848
  alpha(12)   -0,0201041     0,0592246      -0,3395     0,7345

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 6,26203
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 6,26203) = 0,902301
```

Tutti i test sono concordi nel verificare l'ipotesi di omoschedasticità dei residui.

- **Test Autocorrelazione**

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione

```
fino all'ordine 12
OLS, usando le osservazioni 1982:02-2007:09 (T = 308)
Variabile dipendente: uhat

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const           -8,32679e-05    0,00131444    -0,06335    0,9495
  d_ld_CREDIT_5    0,00713591     0,327560       0,02179    0,9826
  d_ld_CREDIT_8    0,0618073      0,350710       0,1762     0,8602
  d_ld_CPI_7       0,0969774      0,538656       0,1800     0,8573
  d_ld_RGDP_1     -0,146637       0,398952      -0,3676     0,7135
  d_ld_RGDP_2     -0,186409       0,640494      -0,2910     0,7712
  d_ld_RGDP_3     -0,472180       0,865547      -0,5455     0,5858
  d_ld_RGDP_4     -0,722821       1,05992       -0,6820     0,4959
  d_ld_RGDP_5     -0,775070       1,08692       -0,7131     0,4764
  d_ld_RGDP_6     -0,659807       1,04271       -0,6328     0,5274
  d_ld_RGDP_7     -0,482742       0,968501      -0,4984     0,6186
  d_ld_RGDP_8     -0,754723       0,875411      -0,8621     0,3894
  d_ld_RGDP_9     -0,976707       0,809289      -1,207      0,2285
  d_ld_RGDP_10    -0,857254       0,609653      -1,406      0,1608
  d_ld_RGDP_11    -0,375813       0,428571      -0,8769     0,3813
  d_ld_POP_11      0,501518      18,2974         0,02741    0,9782
  d_ld_UNRATE_1    0,0690573      0,210784       0,3276     0,7435
  d_ld_UNRATE_2   -0,0886531      0,311473      -0,2846     0,7761
  d_ld_UNRATE_3   -0,274971       0,370385      -0,7424     0,4585
  d_ld_UNRATE_4   -0,162201       0,348772      -0,4651     0,6423
  d_ld_UNRATE_5   -0,113592       0,332699      -0,3414     0,7330
  d_ld_UNRATE_6   -0,226472       0,305969      -0,7402     0,4598
  d_ld_UNRATE_7   -0,425320       0,296460      -1,435      0,1525
  d_ld_UNRATE_8   -0,387472       0,265140      -1,461      0,1451
  d_ld_UNRATE_9   -0,238703       0,206843      -1,154      0,2495
  d_ld_UNRAT_10   -0,0400756      0,135342      -0,2961     0,7674
  uhat_1          -0,106218       0,222541      -0,4773     0,6335
  uhat_2           0,178599       0,191683       0,9317     0,3523
  uhat_3           0,157309       0,183887       0,8555     0,3931
  uhat_4          -0,192355       0,169836      -1,133      0,2584
```

```
  uhat_5          -0,0239260      0,169771      -0,1409     0,8880
  uhat_6           0,115280       0,160019       0,7204     0,4719
  uhat_7           0,172800       0,157299       1,099      0,2729
  uhat_8          -0,0586010      0,154945      -0,3782     0,7056
  uhat_9          -0,149825       0,134585      -1,113      0,2666
  uhat_10         -0,204610       0,132366      -1,546      0,1233
  uhat_11         -0,0493028      0,134469      -0,3666     0,7142
  uhat_12         -0,0263635      0,0799398     -0,3298     0,7418

  R-quadro = 0,039368

Statistica test: LMF = 0,922081,
con p-value = P(F(12,270) > 0,922081) = 0,525

Statistica alternativa: TR^2 = 12,125346,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 12,1253) = 0,436

Ljung-Box Q' = 4,83416,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 4,83416) = 0,963
```

Tutti i test sono concordi nel verificare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione.

Come possiamo osservare dai risultati dei test, il modello rispetta tutte le ipotesi teoriche. Inoltre, rispetto al modello precedente è caratterizzato da indici R^2 e $\hat{R}^2$ decisamente migliori, fatto che si esprime anche attraverso il grafico valori effettivi/valori stimati.

Confrontiamo la capacità previsionale.

Anche in questo caso rielaboriamo il modello fino a 2006:09 e valutiamo la previsione da 2006:10 a 2007:09.

L'output della regressione è:

Modello 129:OLS, usando le osservazioni 1982:02-2006:09 (T = 296)
Variabile dipendente: d_ld_UNRATE

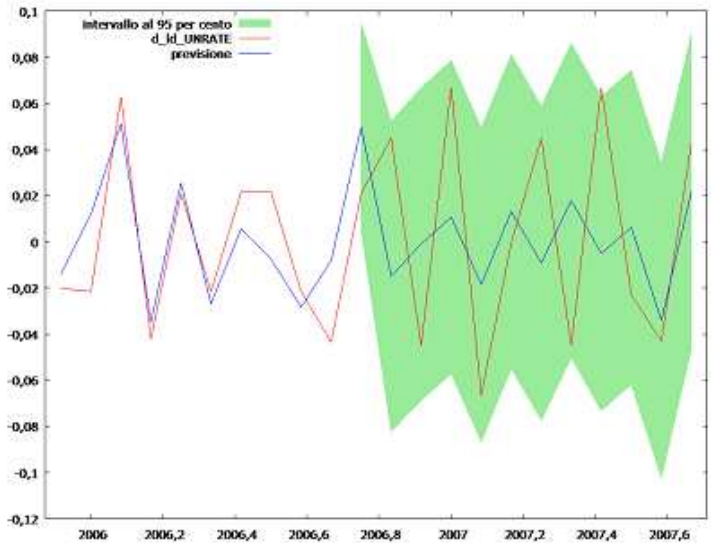
	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	-0,00031469	0,00133075	-0,2365	0,81324	
d_ld_POP_11	-33,811	17,7649	-1,9032	0,05808	*
d_ld_RGDP_1	-1,45116	0,378243	-3,8366	0,00016	***
d_ld_RGDP_2	-2,34443	0,550332	-4,2600	0,00003	***
d_ld_RGDP_3	-3,34709	0,696903	-4,8028	<0,00001	***
d_ld_RGDP_4	-3,14663	0,755302	-4,1661	0,00004	***
d_ld_RGDP_5	-2,62575	0,783822	-3,3499	0,00092	***
d_ld_RGDP_6	-2,99659	0,786916	-3,8080	0,00017	***
d_ld_RGDP_7	-2,32197	0,721505	-3,2182	0,00145	***
d_ld_RGDP_8	-2,15763	0,652305	-3,3077	0,00107	***
d_ld_RGDP_9	-1,74888	0,60152	-2,9074	0,00395	***
d_ld_RGDP_10	-1,79564	0,490044	-3,6642	0,00030	***
d_ld_RGDP_11	-1,32418	0,344049	-3,8488	0,00015	***
d_ld_CPI_7	0,968269	0,545938	1,7736	0,07726	*
d_ld_CREDIT_5	0,863619	0,324659	2,6601	0,00828	***
d_ld_CREDIT_8	0,568145	0,327642	1,7340	0,08406	*
d_ld_CREDI_10	0,554834	0,33201	1,6711	0,09586	*
d_ld_UNRATE_1	-1,11205	0,0580211	-19,1664	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_2	-1,05466	0,0868564	-12,1425	<0,00001	***

d_ld_UNRATE_3	-0,895467	0,107459	-8,3331	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_4	-0,825658	0,120778	-6,8362	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_5	-0,742226	0,128569	-5,7730	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_6	-0,646273	0,130261	-4,9614	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_7	-0,504057	0,125547	-4,0149	0,00008	***
d_ld_UNRATE_8	-0,363673	0,114732	-3,1698	0,00170	***
d_ld_UNRATE_9	-0,242144	0,0913416	-2,6510	0,00850	***
d_ld_UNRAT_10	-0,183001	0,0585957	-3,1231	0,00198	***

Media var. dipendente	-0,000186	SQM var. dipendente	0,036771
Somma quadr. residui	0,140489	E.S. della regressione	0,022853
R-quadro	0,647782	R-quadro corretto	0,613738
F(26, 269)	19,02812	P-value(F)	8,19e-47
Log-verosimiglianza	712,6364	Criterio di Akaike	-1371,273
Criterio di Schwarz	-1271,633	Hannan-Quinn	-1331,379
rho	-0,014961	Valore h di Durbin	-3,093557

Statistiche della previsione dinamica

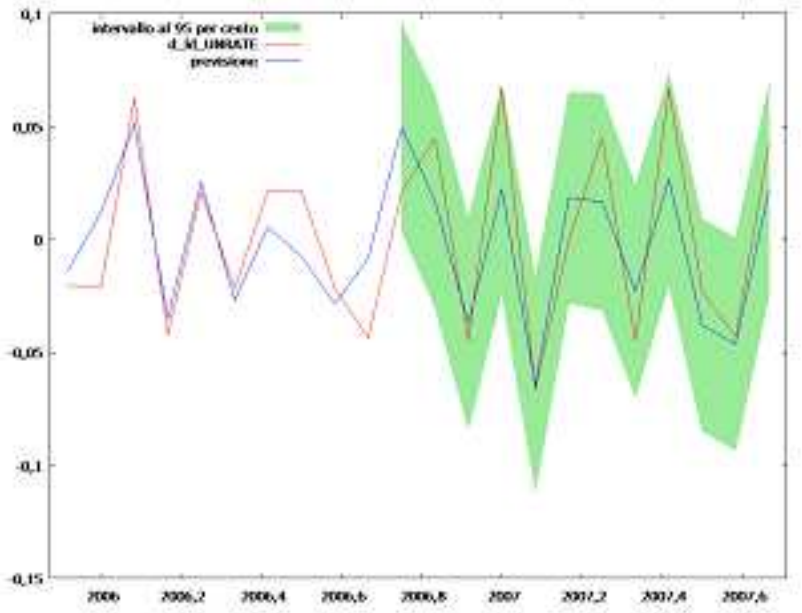
Errore medio	0,0023018	Errore percentuale assoluto medio	-216,91
Errore quadratico medio	0,0021166	U di Theil	1,1893
Radice dell'errore quadratico medio	0,046007	Proporzione del bias, UM	0,0025031
Errore assoluto medio	0,04153	Proporzione della regressione, UR	0,044243
Errore percentuale medio	299,18	Proporzione del disturbo, UD	0,95325



Statistiche della previsione statica

Errore medio	0,0083178	Radice dell'errore quadratico medio	0,025124
Errore quadratico medio	0,00063119	Errore assoluto medio	0,021606

Errore percentuale medio	335,25	Proporzione del bias, UM	0,10961
Errore percentuale assoluto medio	-297,49	Proporzione della regressione, UR	0,04365
U di Theil	0,61845	Proporzione del disturbo, UD	0,84674



Mentre la previsione dinamica risulta abbastanza scarsa dato che l'indice di Theil è c.a 1, nella previsione statica i risultati migliorano e l'indice di Theil scende a 0,61845.

In conclusione, anche in questo caso entrambi i modelli presentano delle buone caratteristiche e per questo possiamo ritenerli affidabili. In entrambi le ipotesi sui residui vengono infatti rispettate. Vale la stessa constatazione già fatta nel capitolo precedente per quanto riguarda il confronto degli indici R^2 e $\hat{R}^2$: data la trasformazione applicata a tutte le variabili, compresa quella endogena, i valori assunti dagli indici R^2 e $\hat{R}^2$ non sono confrontabili. In ogni caso, nel primo modello essi assumono valori piuttosto bassi, mentre nel secondo sono decisamente migliori. Dal punto di vista della capacità previsionale, il primo modello appare migliore, soprattutto per quanto riguarda la previsione dinamica. Guardando quest'ultima, infatti, mentre nel primo l'indice di Theil è pari a 0,54771, nel secondo è pari a 1,1893, quindi più che duplicato. Nella previsione statica, il primo modello presenta indice di Theil pari a 0,50327 mentre il secondo pari a 0,61845.

Sulla base di queste constatazioni, riteniamo la seconda specificazione più affidabile e per questo, nel prossimo paragrafo, ne analizzeremo la dinamica nel periodo considerato.

Anche in questo caso proponiamo nella pagina seguente gli output dei modelli per facilitarne il confronto.

Come è possibile osservare, per quanto riguarda il GDP reale, in entrambi i modelli sembrerebbe confermata la relazione inversa rispetto al tasso di disoccupazione, anche se il dodicesimo ritardo della variabile nel primo costituisce un'eccezione, dato il suo segno positivo. Questo può essere interpretato come una manifestazione della c.d. *jobless recovery*, un fenomeno rilevato negli anni successivi alla recessione del 2001 negli Stati Uniti, ossia quando, a fronte di una ripresa della produzione, il tasso di disoccupazione aumentava anziché diminuire. Questa circostanza, che rappresentava per molti un mistero, venne poi spiegata. In particolare, oggi si sostiene che se la crescita della produzione non è almeno pari alla crescita della produttività, allora la disoccupazione non potrà diminuire[20].

Per quanto riguarda, invece, la relazione tra popolazione e tasso di interesse rileviamo una discordanza tra i due modelli: il primo individua una relazione positiva, mentre il secondo una relazione inversa (come avevamo ipotizzato). Da sottolineare il fatto che passando da un modello all'altro è stato applicato l'operatore differenza e che pertanto i coefficienti assumono un significato diverso.

Anche nel caso della variabile del credito concesso dalle banche non sembra emergere una particolare relazione; quel che è certo è che tale variabile contribuisce a spiegare l'andamento della nostra variabile di interesse e che pertanto ne influenza le realizzazioni.

Infine, la variabile del tasso di inflazione nel primo modello addirittura scompare, affermando quindi l'assenza di una qualsiasi relazione tra tasso di disoccupazione e tasso di inflazione. Nel secondo, invece, questa relazione riemerge, ma sotto un'altra forma. Come già ricordato, infatti, al secondo modello è stato applicato l'operatore differenza e quindi è stata individuata una relazione positiva tra la variazione mensile del tasso di crescita del tasso di disoccupazione e la variazione mensile del tasso di inflazione.

[20] O.J.Blanchard, *Scoprire la Macroeconomia: quello che non si può sapere*, Il Mulino Bologna, 2011, Cap. 13.

Modello 59:OLS, usando le osservazioni 1982:02-2007:09 (T = 308)
Variabile dipendente: ld_UNRATE

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	-0,00200962	0,00235907	-0,8519	0,39497	
ld_RGDP_1	-1,23718	0,297334	-4,1609	0,00004	***
ld_RGDP_2	-0,819183	0,296167	-2,7659	0,00603	***
ld_RGDP_3	-1,01074	0,332676	-3,0382	0,00259	***
ld_RGDP_6	-0,806877	0,361775	-2,2303	0,02648	**
ld_RGDP_12	1,30511	0,323515	4,0342	0,00007	***
d_ld_POP_10	28,5998	16,9213	1,6902	0,09205	*
ld_CREDIT_1	-0,660039	0,342808	-1,9254	0,05514	*
ld_CREDIT_5	0,800777	0,336193	2,3819	0,01786	**
ld_UNRATE_1	-0,20821	0,0536697	-3,8795	0,00013	***
ld_UNRATE_3	0,124503	0,0538147	2,3136	0,02138	**
ld_UNRATE_11	0,162506	0,0536955	3,0264	0,00269	***

Media var. dipendente	-0,001962	SQM var. dipendente	0,025316
Somma quadr. residui	0,149583	E.S. della regressione	0,022480
R-quadro	0,239746	R-quadro corretto	0,211494
F(11, 296)	8,485798	P-value(F)	5,21e-13
Log-verosimiglianza	737,9874	Criterio di Akaike	-1451,975
Criterio di Schwarz	-1407,214	Hannan-Quinn	-1434,077
rho	0,005320	Valore h di Durbin	0,274052

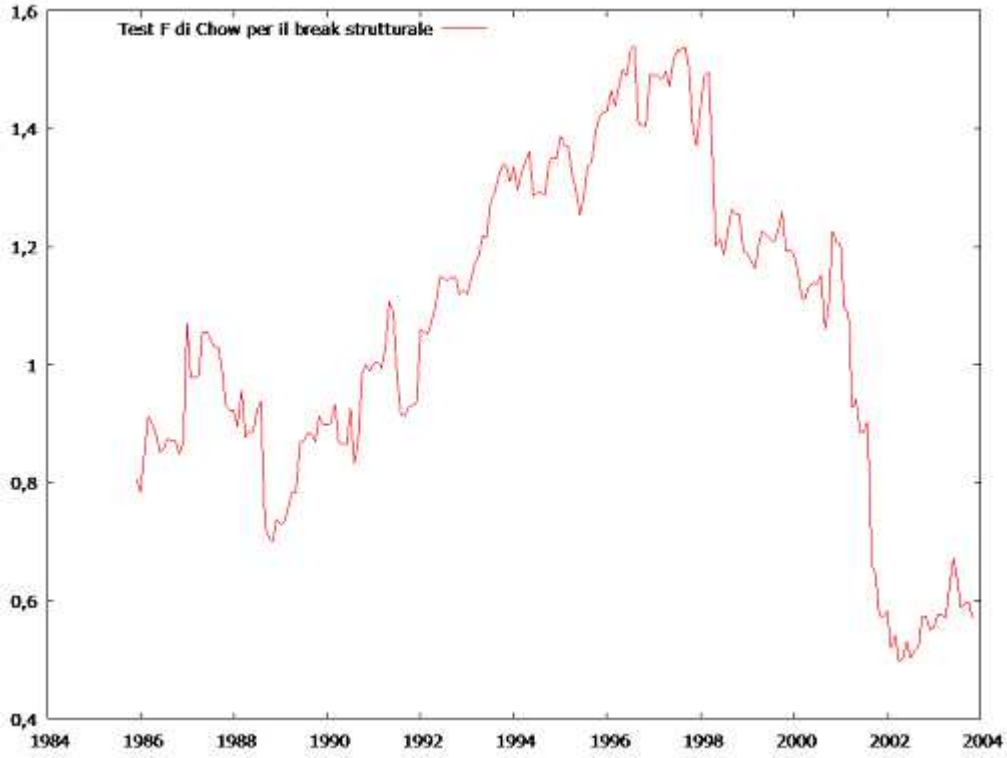
Modello 99: OLS, usando le osservazioni 1982:02-2007:09 (T = 308)
Variabile dipendente: d_ld_UNRATE

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	1,52488e-05	0,00131013	0,0116	0,99072	
d_ld_CREDIT_5	0,756759	0,315294	2,4002	0,01704	**
d_ld_CREDIT_8	0,561703	0,317511	1,7691	0,07796	*
d_ld_CPI_7	1,05247	0,525059	2,0045	0,04597	**
d_ld_RGDP_1	-1,523	0,373438	-4,0783	0,00006	***
d_ld_RGDP_2	-2,44127	0,544882	-4,4804	0,00001	***
d_ld_RGDP_3	-3,46188	0,692022	-5,0026	<0,00001	***
d_ld_RGDP_4	-3,22234	0,755069	-4,2676	0,00003	***
d_ld_RGDP_5	-2,7098	0,78501	-3,4519	0,00064	***
d_ld_RGDP_6	-3,12723	0,786944	-3,9739	0,00009	***
d_ld_RGDP_7	-2,37572	0,720822	-3,2958	0,00111	***
d_ld_RGDP_8	-2,15366	0,651197	-3,3072	0,00106	***
d_ld_RGDP_9	-1,55966	0,597979	-2,6082	0,00959	***
d_ld_RGDP_10	-1,69182	0,488759	-3,4615	0,00062	***
d_ld_RGDP_11	-1,23136	0,342801	-3,5921	0,00039	***
d_ld_POP_11	-36,0371	17,6752	-2,0389	0,04240	**
d_ld_UNRATE_1	-1,12607	0,0566158	-19,8896	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_2	-1,06187	0,0853664	-12,4390	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_3	-0,907593	0,105436	-8,6080	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_4	-0,862685	0,118727	-7,2661	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_5	-0,745856	0,127501	-5,8498	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_6	-0,646402	0,129916	-4,9756	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_7	-0,493823	0,125149	-3,9459	0,00010	***
d_ld_UNRATE_8	-0,36402	0,113618	-3,2039	0,00151	***
d_ld_UNRATE_9	-0,24489	0,090047	-2,7196	0,00694	***
d_ld_UNRAT_10	-0,192007	0,0577955	-3,3222	0,00101	***

Media var. dipendente	0,000032	SQM var. dipendente	0,037207
Somma quadr. residui	0,148656	E.S. della regressione	0,022960
R-quadro	0,650219	R-quadro corretto	0,619210
F(25, 282)	20,96873	P-value(F)	2,19e-50
Log-verosimiglianza	738,9445	Criterio di Akaike	-1425,889
Criterio di Schwarz	-1328,906	Hannan-Quinn	-1387,111
rho	-0,016356	Valore h di Durbin	-2,268545

4.4 Test per la presenza di break strutturali

A questo punto, proviamo ora a verificare se nell'arco dell'intero periodo considerato è possibile individuare dei sottoperiodi regolati da modelli diversi. Effettuiamo pertanto il Test di Chow. Tra i due modelli abbiamo deciso di applicare il test al secondo, ossia a quello a cui è stata applicata un'ulteriore trasformazione.



Come possiamo osservare dal grafico non è possibile individuare un netto punto di rottura ma sembrerebbero piuttosto esserci frequenti break strutturali minori. Proviamo quindi a considerare solo i più consistenti, ossia quelli intervenuti nel 1989, nel 1999 e tra il 2001 e il 2002. Dunque stimeremo il modello nei seguenti sottoperiodi: 1982:02 – 1989:01, 1989:03 – 1998:01, 2002:02 – 2007:09.

4.4.1 Intervallo temporale 1982:02 - 1989:01

L'output della regressione risulta essere:

Modello 57:OLS, usando le osservazioni 1982:02-1989:01 (T = 84)
Variabile dipendente: d_ld_UNRATE

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	0,000265609	0,0018961	0,1401	0,88904	
d_ld_CPI_2	3,43953	1,01727	3,3811	0,00123	***
d_ld_CPI_4	5,34997	1,07549	4,9745	<0,00001	***
d_ld_CPI_6	5,33129	1,00942	5,2816	<0,00001	***
d_ld_CPI_9	3,26847	0,955469	3,4208	0,00109	***
d_ld_CPI_10	-1,65485	0,866678	-1,9094	0,06069	*

d_ld_CPI_11	4,1814	0,97001	4,3107	0,00006	***
d_ld_RGDP_1	-1,13443	0,300042	-3,7809	0,00035	***
d_ld_RGDP_3	-2,54936	0,350237	-7,2790	<0,00001	***
d_ld_RGDP_5	-1,50675	0,363059	-4,1501	0,00010	***
d_ld_RGDP_8	-0,749371	0,310504	-2,4134	0,01868	**
d_ld_RGDP_10	-1,24614	0,283879	-4,3897	0,00004	***
d_ld_POP_3	-145,377	29,7051	-4,8940	<0,00001	***
d_ld_POP_4	68,513	30,4835	2,2475	0,02806	**
d_ld_POP_6	53,7038	28,5539	1,8808	0,06455	*
d_ld_POP_7	-83,1305	29,4141	-2,8262	0,00628	***
d_ld_UNRATE_1	-0,626259	0,093325	-6,7105	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_2	-0,670676	0,102478	-6,5446	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_3	-0,202189	0,0833046	-2,4271	0,01804	**
d_ld_UNRAT_11	0,192917	0,0625262	3,0854	0,00300	***

Media var. dipendente	0,000083	SQM var. dipendente	0,035790
Somma quadr. residui	0,019112	E.S. della regressione	0,017281
R-quadro	0,820230	R-quadro corretto	0,766861
F(19, 64)	15,36898	P-value(F)	4,62e-17
Log-verosimiglianza	233,1153	Criterio di Akaike	-426,2305
Criterio di Schwarz	-377,6142	Hannan-Quinn	-406,6872
rho	-0,051952	Valore h di Durbin	-0,899118

Da subito notiamo la scomparsa della variabile del credito concesso dalle banche e il netto miglioramento degli indici R^2 e $\hat{R}^2$. Come possiamo osservare dal grafico, i valori stimati dal modello bene aderiscono all'effettivo andamento della variabile dipendente, indice pertanto della bontà del modello.

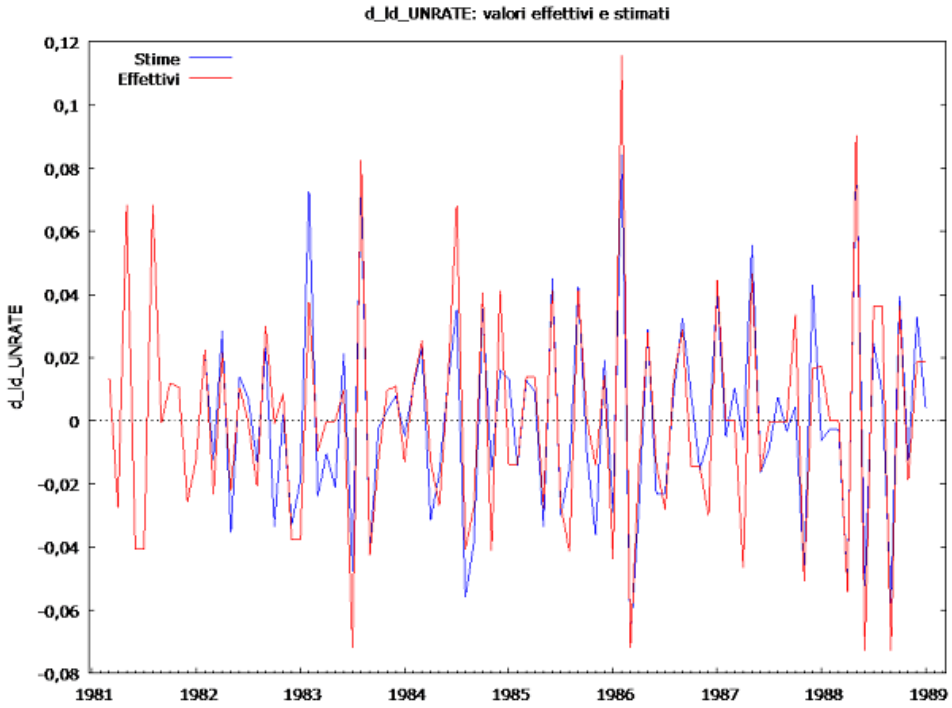
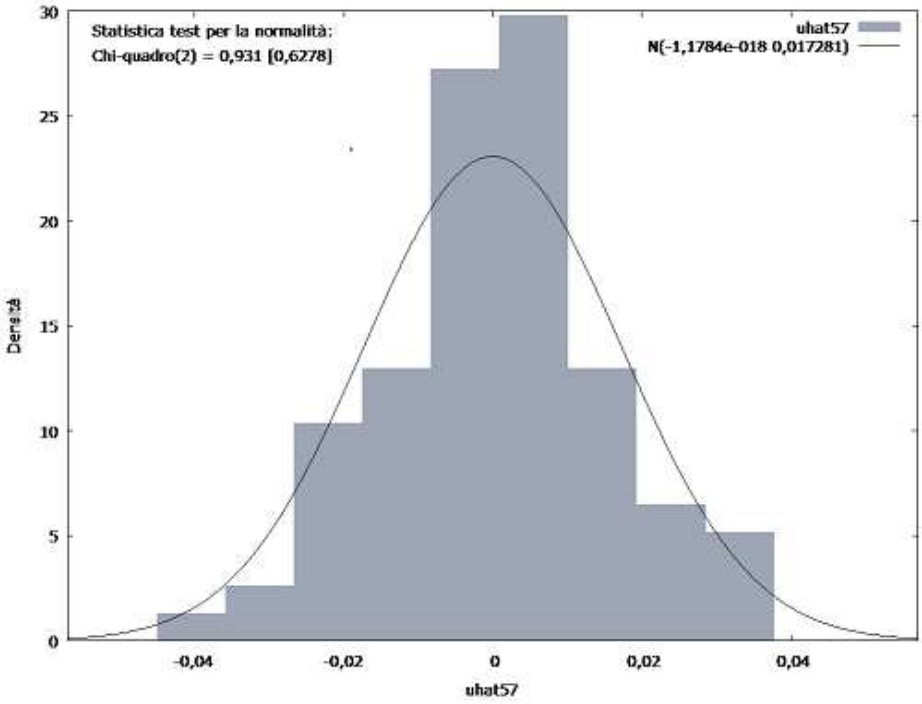


Figura 4.5. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 57.

Prima però di attribuire un giudizio definitivo effettuiamo i consueti test sui residui.

- **Test Normalità**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 0,931 con p-value 0,62784



Come possiamo osservare dal valore assunto dal p-value (maggiore del livello del 5%), i residui seguono la distribuzione Normale.

- **Test Omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1982:02-1989:01 (T = 84)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_d_ld_CPI_1 sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_RGDP_
 sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_UNRAT sq_d_ld_UNRAT sq_d_ld_UNRAT

                  coefficiente     errore std.    rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------------
  const              0,000304656     9,75123e-05   3,124      0,0029  ***
  d_ld_CPI_2         0,000509906     0,0227740     0,02239    0,9822
  d_ld_CPI_4         0,0315009       0,0245485     1,283      0,2050
  d_ld_CPI_6         0,0216028       0,0224301     0,9631     0,3399
  d_ld_CPI_9         0,00979062      0,0216676     0,4519     0,6532
  d_ld_CPI_10       -0,00687457      0,0196148    -0,3505     0,7274
  d_ld_CPI_11        0,0130728       0,0231849     0,5638     0,5752
  d_ld_RGDP_1        0,00304032      0,00750589    0,4051     0,6871
  d_ld_RGDP_3       -0,00181090      0,00783106   -0,2312     0,8180
  d_ld_RGDP_5       -0,00813134      0,00838758   -0,9695     0,3367
  d_ld_RGDP_8        0,00911240      0,00711153    1,281      0,2056
  d_ld_RGDP_10      -0,00880878      0,00650128   -1,355      0,1812
  d_ld_POP_3         0,596908        0,666620      0,8954     0,3746
  d_ld_POP_4         0,364988        0,746395      0,4890     0,6269
```

```
  d_ld_POP_6         0,411554        0,646925      0,6362     0,5274
  d_ld_POP_7         0,190841        0,703648      0,2712     0,7873
  d_ld_UNRATE_1      0,00111232      0,00209011    0,5322     0,5968
  d_ld_UNRATE_2     -0,00137845      0,00233329   -0,5908     0,5572
  d_ld_UNRATE_3     -0,000509918     0,00187104   -0,2725     0,7863
  d_ld_UNRAT_11      0,00200790      0,00146175    1,374      0,1753
  sq_d_ld_CPI_2      1,78302         5,75963       0,3096     0,7581
  sq_d_ld_CPI_4     -4,89708         5,19363      -0,9429     0,3500
  sq_d_ld_CPI_6     -2,93281         5,13566      -0,5711     0,5704
  sq_d_ld_CPI_9      0,301309        5,22405       0,05768    0,9542
  sq_d_ld_CPI_1      3,79697         5,38391       0,7052     0,4837
  sq_d_ld_RGDP_      0,265083        0,223164      1,188      0,2402
  sq_d_ld_POP_3   -699,770        5295,81         -0,1321     0,8954
  sq_d_ld_POP_4    -32,2280       5359,65         -0,006013   0,9952
  sq_d_ld_POP_6  -2462,76         5196,55         -0,4739     0,6375
  sq_d_ld_POP_7  -7316,71         5212,11         -1,404      0,1662
  sq_d_ld_UNRAT     -0,0215641       0,0257746    -0,8366     0,4065

Attenzione: la matrice dei dati è vicina alla singolarità!

  R-quadro = 0,259463

Statistica test: TR^2 = 21,794924,
con p-value = P(Chi-quadro(30) > 21,794924) = 0,861399
```

2)Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1982:02-1989:01 (T = 84)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                 coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
  -------------------------------------------------------------
  const             1,02307       0,166360   6,150      5,61e-08 ***
  d_ld_CPI_2        9,51073      89,2532     0,1066     0,9155
  d_ld_CPI_4      167,242        94,3605     1,772      0,0811   *
  d_ld_CPI_6      116,553        88,5638     1,316      0,1929
  d_ld_CPI_9       -0,438380     83,8305    -0,005229   0,9958
  d_ld_CPI_10       5,71571      76,0402     0,07517    0,9403
  d_ld_CPI_11      71,9657       85,1063     0,8456     0,4009
  d_ld_RGDP_1       6,97358      26,3250     0,2649     0,7919
  d_ld_RGDP_3       4,72798      30,7290     0,1539     0,8782
  d_ld_RGDP_5     -33,2101       31,8539    -1,043      0,3011
  d_ld_RGDP_8      39,4890       27,2428     1,450      0,1521
  d_ld_RGDP_10    -24,9638       24,9069    -1,002      0,3200
  d_ld_POP_3     2109,33       2606,25       0,8093     0,4213
  d_ld_POP_4      103,803      2674,55       0,03881    0,9692
  d_ld_POP_6     3277,28       2505,25       1,308      0,1955
  d_ld_POP_7      836,655      2580,72       0,3242     0,7468
  d_ld_UNRATE_1     3,60455       8,18811    0,4402     0,6613
  d_ld_UNRATE_2    -7,25215       8,99121   -0,8066     0,4229
  d_ld_UNRATE_3    -1,08914       7,30894   -0,1490     0,8820
  d_ld_UNRAT_11     5,91839       5,48590    1,079      0,2847

  Somma dei quadrati spiegata = 33,8436

Statistica test: LM = 16,921783,
con p-value = P(Chi-quadro(19) > 16,921783) = 0,595167
```

3) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------
  alpha(0)     0,000735194   0,000151698     4,846      9,50e-06 ***
  alpha(1)    -0,164138      0,124724       -1,316      0,1933
  alpha(2)    -0,231230      0,120732       -1,915      0,0603   *
```

```
  alpha(3)    -0,155765      0,120399       -1,294      0,2008
  alpha(4)    -0,102138      0,117517       -0,8691     0,3883
  alpha(5)    -0,229058      0,116756       -1,962      0,0545   *
  alpha(6)     0,0606764     0,115890        0,5236     0,6025
  alpha(7)    -0,258011      0,115581       -2,232      0,0294   **
  alpha(8)    -0,0371430     0,117089       -0,3172     0,7522
  alpha(9)    -0,153324      0,117652       -1,303      0,1976
  alpha(10)   -0,232185      0,117546       -1,975      0,0529   *
  alpha(11)   -0,295425      0,118046       -2,503      0,0151   **
  alpha(12)   -0,282424      0,121749       -2,320      0,0238   **

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 18,3936
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 18,3936) = 0,104251
```

Tutti i test sono concordi nell'accettare l'ipotesi nulla di omoschedasticità.

- **Test Autocorrelazione**

```
Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 12
OLS, usando le osservazioni 1982:02-1989:01 (T = 84)
Variabile dipendente: uhat

                 coefficiente   errore std.  rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const            0,000167856   0,00195949   0,08566    0,9321
  d_ld_CPI_2       0,142086      1,15515      0,1230     0,9026
  d_ld_CPI_4       0,169973      1,26821      0,1340     0,8939
  d_ld_CPI_6      -0,120134      1,16970     -0,1027     0,9186
  d_ld_CPI_9       0,439995      1,06960      0,4114     0,6825
  d_ld_CPI_10     -0,142144      0,960210    -0,1480     0,8829
  d_ld_CPI_11     -0,325599      1,08142     -0,3011     0,7645
  d_ld_RGDP_1     -0,186773      0,330797    -0,5646     0,5748
  d_ld_RGDP_3     -0,133684      0,411734    -0,3247     0,7467
  d_ld_RGDP_5      0,0865886     0,405331     0,2136     0,8317
  d_ld_RGDP_8     -0,115320      0,352251    -0,3274     0,7447
  d_ld_RGDP_10     0,0407556     0,313001     0,1302     0,8969
  d_ld_POP_3       8,02900      32,1991       0,2494     0,8041
  d_ld_POP_4       8,17398      35,0008       0,2335     0,8163
  d_ld_POP_6     -13,7313       30,7081      -0,4472     0,6566
  d_ld_POP_7      -9,80690      32,6782      -0,3001     0,7653
  d_ld_UNRATE_1    0,0811299     0,147918     0,5485     0,5857
  d_ld_UNRATE_2    0,176640      0,185813     0,9506     0,3462
  d_ld_UNRATE_3    0,108448      0,132145     0,8207     0,4156
  d_ld_UNRAT_11   -0,0305876     0,0794572   -0,3850     0,7018
  uhat_1          -0,182945      0,198082    -0,9236     0,3600
  uhat_2          -0,309604      0,187673    -1,650      0,1050
  uhat_3          -0,0458032     0,174853    -0,2620     0,7944
  uhat_4          -0,000267218   0,178471    -0,001497   0,9988
  uhat_5           0,122657      0,153274     0,8002     0,4272
  uhat_6          -0,0193223     0,155130    -0,1246     0,9014
  uhat_7           0,171967      0,157735     1,090      0,2806
  uhat_8          -0,110722      0,155633    -0,7114     0,4800
  uhat_9          -0,142817      0,153804    -0,9286     0,3574
  uhat_10         -0,143527      0,151499    -0,9474     0,3478
  uhat_11         -0,0164193     0,172195    -0,09535    0,9244
  uhat_12         -0,258842      0,172043    -1,505      0,1385

  R-quadro = 0,138281

Statistica test: LMF = 0,695373,
con p-value = P(F(12,52) > 0,695373) = 0,748

Statistica alternativa: TR^2 = 11,615584,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 11,6156) = 0,477
```

```
Ljung-Box Q' = 7,72208,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 7,72208) = 0,806
```

Anche nel caso dell'autocorrelazione tutti i test sono concordi nell'accettare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione.

Dunque, possiamo affermare che nel sottointervallo temporale 1982:02-1989:01 siamo stati in grado di sviluppare un modello coerente con la teoria e che sulla base degli elevati valori assunti dagli indici R^2 e $\hat{R}^2$, e dall'aderenza dei valori stimati ai valori effettivi della variabile di interesse, tale modello risulta essere un buon modello.

4.4.2 Intervallo temporale 1989:03 - 1998:01

L'output della regressione è:

Modello 170:OLS, usando le osservazioni 1989:03-1998:01 (T = 107)
Variabile dipendente: d_ld_UNRATE

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	0,000903191	0,00197537	0,4572	0,64864	
d_ld_POP_2	-50,4381	23,8605	-2,1139	0,03736	**
d_ld_POP_6	-53,1988	25,9785	-2,0478	0,04356	**
d_ld_POP_11	-87,3413	24,35	-3,5869	0,00055	***
d_ld_RGDP_2	0,816316	0,454764	1,7950	0,07608	*
d_ld_RGDP_3	1,43554	0,46274	3,1023	0,00258	***
d_ld_CPI_1	3,74394	1,33509	2,8043	0,00621	***
d_ld_CPI_2	4,23586	1,46682	2,8878	0,00488	***
d_ld_CPI_3	4,85106	1,34227	3,6141	0,00050	***
d_ld_CPI_6	2,31215	1,34468	1,7195	0,08904	*
d_ld_CPI_7	4,00017	1,52621	2,6210	0,01033	**
d_ld_CPI_8	3,50996	1,4602	2,4037	0,01833	**
d_ld_CPI_9	3,94272	1,33536	2,9526	0,00404	***
d_ld_CREDIT_2	-2,53252	0,612344	-4,1358	0,00008	***
d_ld_CREDIT_3	-1,57242	0,622443	-2,5262	0,01332	**
d_ld_CREDIT_8	2,08365	0,508386	4,0986	0,00009	***
d_ld_UNRATE_1	-0,966605	0,0833474	-11,5973	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_2	-0,673463	0,100492	-6,7016	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_3	-0,34752	0,081159	-4,2820	0,00005	***

Media var. dipendente	0,000152	SQM var. dipendente	0,036338
Somma quadr. residui	0,036399	E.S. della regressione	0,020338
R-quadro	0,739949	R-quadro corretto	0,686756
F(18, 88)	13,91083	P-value(F)	1,32e-18
Log-verosimiglianza	275,4270	Criterio di Akaike	-512,8541
Criterio di Schwarz	-462,0703	Hannan-Quinn	-492,2670
rho	-0,036135	Valore h di Durbin	-0,724565

Tutte le variabili considerate sono significative. Gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ sono molto buoni. Anche dal confronto tra valori effettivi e valori stimati risultante dal grafico possiamo osservare la bontà del modello.

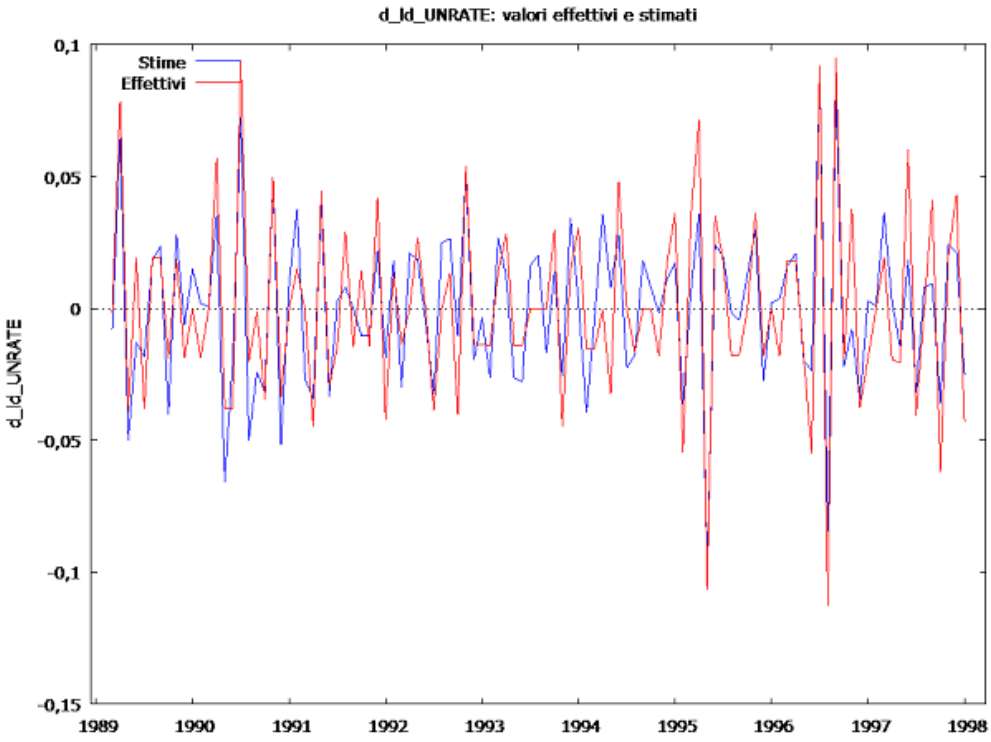
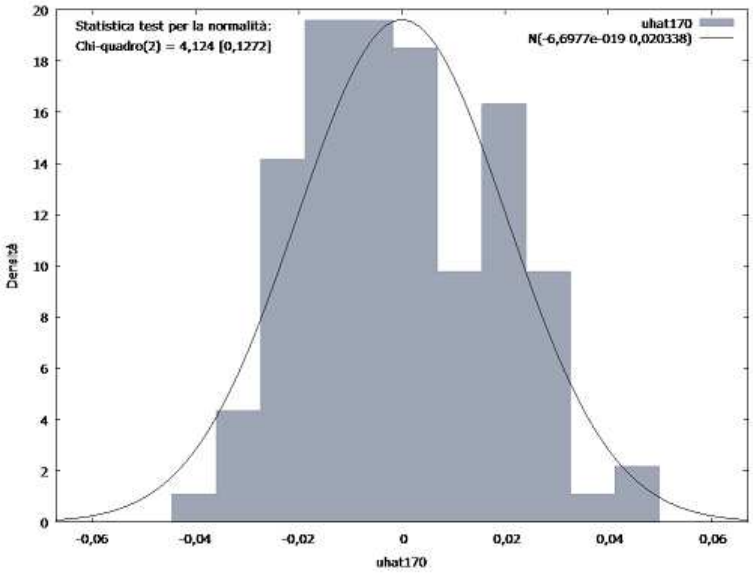


Figura 4.6. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 170.

Verifichiamo ora le ipotesi fondamentali del modello.

- **Test Normalità**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 4,124 con p-value 0,12720



Come possiamo osservare dal p-value della statistica test, anche in questo caso i residui si distribuiscono secondo una distribuzione normale.

- **Test Omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1989:03-1998:01 (T = 107)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_CREDI sq_d_ld_CREDI
 sq_d_ld_UNRAT sq_d_ld_UNRAT

                  coefficiente    errore std.    rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------------
  const             0,000229413     7,94445e-05    2,888     0,0051  ***
  d_ld_POP_2       -0,256710        0,606544      -0,4232    0,6733
  d_ld_POP_6       -1,04288         0,725659      -1,437     0,1548
  d_ld_POP_11      -0,514253        0,582003      -0,8836    0,3797
  d_ld_RGDP_2      -0,00610462      0,0105157     -0,5805    0,5633
  d_ld_RGDP_3      -0,00449101      0,0109396     -0,4105    0,6826
  d_ld_CPI_1       -0,0286729       0,0299664     -0,9568    0,3417
  d_ld_CPI_2        0,0494389       0,0327687      1,509     0,1356
  d_ld_CPI_3        0,0190800       0,0294709      0,6474    0,5193
  d_ld_CPI_6       -0,0318970       0,0334630     -0,9532    0,3435
  d_ld_CPI_7        0,0286655       0,0369118      0,7766    0,4398
  d_ld_CPI_8        0,0167137       0,0361576      0,4622    0,6452
  d_ld_CPI_9       -0,00405206      0,0336906     -0,1203    0,9046
  d_ld_CREDIT_2     0,00251222      0,0128823      0,1950    0,8459
  d_ld_CREDIT_3     0,0121787       0,0138546      0,8790    0,3822
  d_ld_CREDIT_8    -0,0183206       0,0107873     -1,698     0,0936  *
  d_ld_UNRATE_1    -0,00169697      0,00178709    -0,9496    0,3454
  d_ld_UNRATE_2    -0,00214736      0,00213522    -1,006     0,3178
  d_ld_UNRATE_3    -0,00163454      0,00168415    -0,9705    0,3349
  sq_d_ld_POP_2  2763,25         2612,95           1,058     0,2937
  sq_d_ld_POP_6  1127,45         3743,62           0,3012    0,7641
  sq_d_ld_POP_1  2610,29         3458,26           0,7548    0,4527
  sq_d_ld_RGDP_    -0,136610        0,934867      -0,1461    0,8842
  sq_d_ld_CPI_1     1,18450         9,02876        0,1312    0,8960
  sq_d_ld_CPI_2   -13,0344          8,83935       -1,475     0,1445
  sq_d_ld_CPI_3    13,7873          9,15669        1,506     0,1363
  sq_d_ld_CPI_6     8,68092         9,56927        0,9072    0,3672
  sq_d_ld_CPI_7    -0,214608       10,4050        -0,02063   0,9836
  sq_d_ld_CPI_8     1,05317        12,6543         0,08323   0,9339
  sq_d_ld_CPI_9   -14,0561         12,1720        -1,155     0,2518
  sq_d_ld_CREDI     0,580931        0,845684       0,6869    0,4942
  sq_d_ld_UNRAT     0,0486544       0,0207278      2,347     0,0216  **

Attenzione: la matrice dei dati è vicina alla singolarità!

  R-quadro = 0,239269

Statistica test: TR^2 = 25,601778,
con p-value = P(Chi-quadro(31) > 25,601778) = 0,740177
```

2) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 1989:03-1998:01 (T = 107)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                  coefficiente  errore std.  rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
```

```
  const              1,01642      0,113756    8,935     5,58e-014 ***
  d_ld_POP_2       -19,1095    1374,05       -0,01391   0,9889
  d_ld_POP_6     -2546,16      1496,03       -1,702     0,0923    *
  d_ld_POP_11    -1198,96      1402,25       -0,8550    0,3949
  d_ld_RGDP_2      -18,5886      26,1886     -0,7098    0,4797
  d_ld_RGDP_3      -10,9720      26,6479     -0,4117    0,6815
  d_ld_CPI_1       -41,6090      76,8842     -0,5412    0,5897
  d_ld_CPI_2       114,282       84,4698      1,353     0,1795
  d_ld_CPI_3        43,4149      77,2972      0,5617    0,5758
  d_ld_CPI_6       -10,1094      77,4364     -0,1306    0,8964
  d_ld_CPI_7       151,381       87,8898      1,722     0,0885    *
  d_ld_CPI_8       128,897       84,0889      1,533     0,1289
  d_ld_CPI_9        69,7946      76,8995      0,9076    0,3666
  d_ld_CREDIT_2     -8,04896     35,2631     -0,2283    0,8200
  d_ld_CREDIT_3     16,7741      35,8447      0,4680    0,6410
  d_ld_CREDIT_8    -42,0758      29,2765     -1,437     0,1542
  d_ld_UNRATE_1     -1,77422      4,79974    -0,3696    0,7125
  d_ld_UNRATE_2     -3,52971      5,78706    -0,6099    0,5435
  d_ld_UNRATE_3     -3,60150      4,67371    -0,7706    0,4430

  Somma dei quadrati spiegata = 18,4231

Statistica test: LM = 9,211543,
con p-value = P(Chi-quadro(18) > 9,211543) = 0,954639
```

3) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  -------------------------------------------------------------
  alpha(0)     0,000334264   0,000131634     2,539      0,0130  **
  alpha(1)     0,00703854    0,109640        0,06420    0,9490
  alpha(2)     0,0439659     0,109687        0,4008     0,6896
  alpha(3)     0,103213      0,108387        0,9523     0,3438
  alpha(4)    -0,0946895     0,109265       -0,8666     0,3887
  alpha(5)     0,0551545     0,108111        0,5102     0,6113
  alpha(6)    -0,0936670     0,107015       -0,8753     0,3840
  alpha(7)     0,131295      0,106706        1,230      0,2221
  alpha(8)    -0,235555      0,116383       -2,024      0,0462  **
  alpha(9)    -0,0667375     0,116703       -0,5719     0,5690
  alpha(10)    0,209688      0,116685        1,797      0,0760  *
  alpha(11)    0,100636      0,118693        0,8479     0,3990
  alpha(12)   -0,122861      0,118596       -1,036      0,3033

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 13,1339
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 13,1339) = 0,359383
```

Anche per questo sottoperiodo i test sono concordi nell'accettare l'ipotesi nulla di omoschedasticità.

- **Test Autocorrelazione**

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 12

```
OLS, usando le osservazioni 1989:03-1998:01 (T = 107)
Variabile dipendente: uhat

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const           -1,74108e-05    0,00202304   -0,008606    0,9932
  d_ld_POP_2       6,17305       24,9849        0,2471      0,8055
  d_ld_POP_6       0,177371      27,9273        0,006351    0,9949
  d_ld_POP_11      7,75673       25,6412        0,3025      0,7631
```

```
  d_ld_RGDP_2      -0,0735064      0,500658      -0,1468      0,8837
  d_ld_RGDP_3       0,0852926      0,516778       0,1650      0,8693
  d_ld_CPI_1        0,527836       1,54396        0,3419      0,7334
  d_ld_CPI_2        0,271895       1,69584        0,1603      0,8730
  d_ld_CPI_3        0,552098       1,52346        0,3624      0,7181
  d_ld_CPI_6       -0,135984       1,53350       -0,08868     0,9296
  d_ld_CPI_7        0,574670       1,71400        0,3353      0,7383
  d_ld_CPI_8       -0,395217       1,62685       -0,2429      0,8087
  d_ld_CPI_9        0,0657035      1,49014        0,04409     0,9649
  d_ld_CREDIT_2    -0,327895       0,685358      -0,4784      0,6337
  d_ld_CREDIT_3    -0,0343732      0,731682      -0,04698     0,9627
  d_ld_CREDIT_8     0,0331184      0,565841       0,05853     0,9535
  d_ld_UNRATE_1    -0,0254146      0,151137      -0,1682      0,8669
  d_ld_UNRATE_2     0,118637       0,170552       0,6956      0,4888
  d_ld_UNRATE_3     0,0509629      0,137310       0,3712      0,7116
  uhat_1           -0,00746056     0,188729      -0,03953     0,9686
  uhat_2           -0,314927       0,163498      -1,926       0,0578   *
  uhat_3           -0,0197868      0,169407      -0,1168      0,9073
  uhat_4           -0,00153085     0,162669      -0,009411    0,9925
  uhat_5           -0,0912958      0,132221      -0,6905      0,4920
  uhat_6           -0,0595004      0,134320      -0,4430      0,6590
  uhat_7            0,0327640      0,127518       0,2569      0,7979
  uhat_8           -0,234609       0,135863      -1,727       0,0883   *
  uhat_9            0,146241       0,142220       1,028       0,3071
  uhat_10          -0,0723655      0,139395      -0,5191      0,6052
  uhat_11          -0,0282729      0,139045      -0,2033      0,8394
  uhat_12          -0,0858982      0,136184      -0,6308      0,5301

  R-quadro = 0,096782

Statistica test: LMF = 0,678629,
con p-value = P(F(12,76) > 0,678629) = 0,767

Statistica alternativa: TR^2 = 10,355626,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 10,3556) = 0,585

Ljung-Box Q' = 6,381,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 6,381) = 0,896
```

I test per l'autocorrelazione sono tutti concordi: l'ipotesi di assenza di autocorrelazione è verificata.

Anche in questo sottoperiodo il modello rispetta tutte le ipotesi e gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ sono buoni: caratteristiche che rendono pertanto tale modello affidabile.

4.4.3 Intervallo temporale 2002:02 – 2007:09

L'output della regressione è:

Modello 39:OLS, usando le osservazioni 2002:02-2007:09 (T = 68)
Variabile dipendente: d_ld_UNRATE

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	-0,000215154	0,00225083	-0,0956	0,92424	
d_ld_CREDIT_2	2,74649	0,982583	2,7952	0,00739	***
d_ld_CREDIT_3	2,44721	1,17651	2,0801	0,04277	**
d_ld_CREDIT_4	2,80861	1,10274	2,5469	0,01406	**

d_ld_CREDIT_5	2,12118	0,906595	2,3397	0,02342	**
d_ld_POP_7	114,26	51,7216	2,2091	0,03187	**
d_ld_POP_8	-204,808	54,0005	-3,7927	0,00041	***
d_ld_RGDP_1	-3,45645	0,907254	-3,8098	0,00039	***
d_ld_RGDP_2	-2,25087	1,09574	-2,0542	0,04531	**
d_ld_RGDP_3	-2,01163	0,839495	-2,3962	0,02043	**
d_ld_RGDP_8	3,57953	0,969043	3,6939	0,00056	***
d_ld_RGDP_9	2,2192	0,868959	2,5539	0,01381	**
d_ld_CPI_9	-2,21614	0,727269	-3,0472	0,00372	***
d_ld_UNRATE_1	-0,933015	0,103235	-9,0378	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_2	-0,458513	0,144452	-3,1741	0,00260	***
d_ld_UNRATE_3	-0,371016	0,148523	-2,4980	0,01589	**
d_ld_UNRATE_4	-0,550619	0,140696	-3,9135	0,00028	***
d_ld_UNRATE_5	-0,274538	0,109879	-2,4985	0,01587	**
d_ld_UNRATE_7	0,192106	0,0829465	2,3160	0,02478	**

Media var. dipendente	0,000316	SQM var. dipendente	0,033317
Somma quadr. residui	0,016455	E.S. della regressione	0,018326
R-quadro	0,778746	R-quadro corretto	0,697470
F(18, 49)	9,581410	P-value(F)	1,60e-10
Log-verosimiglianza	186,6169	Criterio di Akaike	-335,2338
Criterio di Schwarz	-293,0631	Hannan-Quinn	-318,5245
rho	-0,069061	Valore h di Durbin	-1,057127

Gli indici R^2 e $\hat{R}^2$ sono decisamente buoni, fatto che si riflette sulla capacità dei valori stimati dal modello di avvicinarsi molto a quelli effettivi della variabile dipendente, come è possibile osservare dalla Figura 4.7.

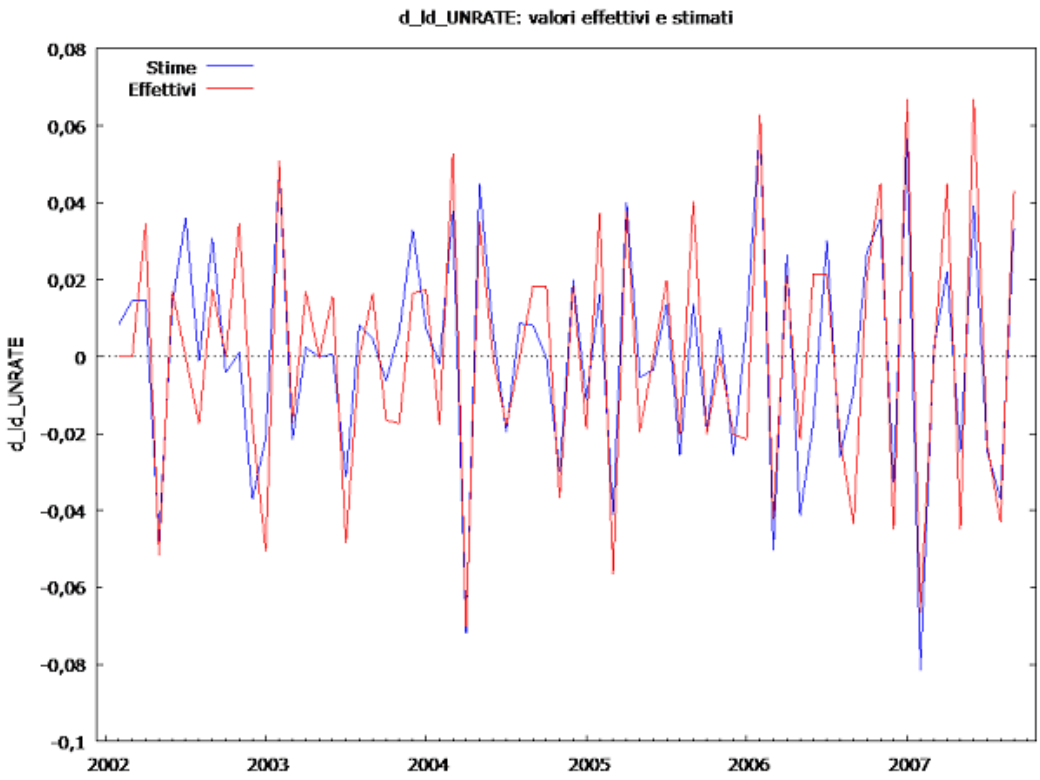
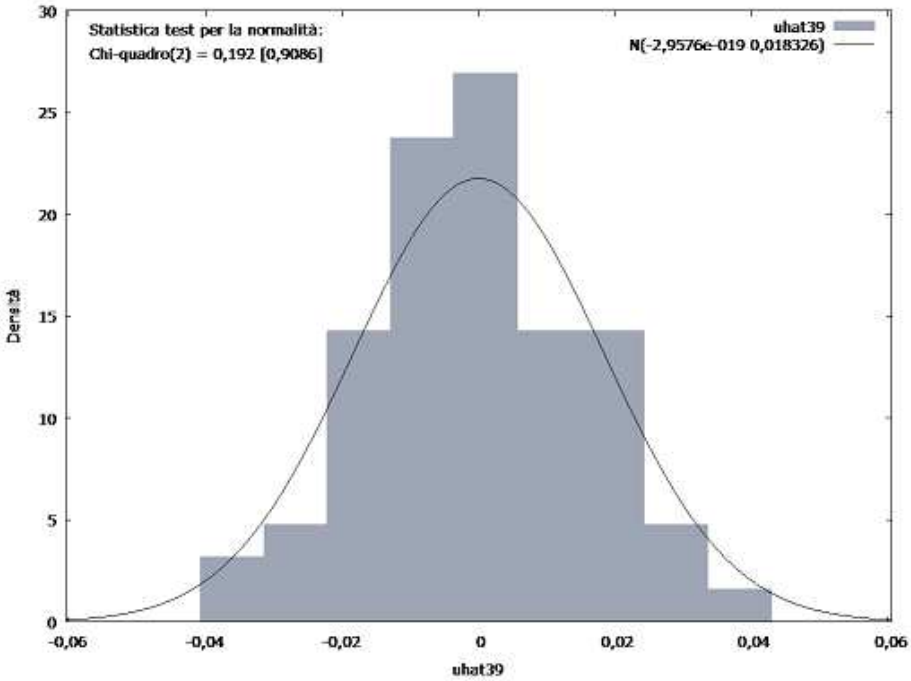


Figura 4.7. Fitting tra effettive realizzazioni della variabile dipendente e valori stimati dal modello 39.

- **Test normalità**

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale: Chi-quadro(2) = 0,192 con p-value 0,90865



Il p-value della statistica test è decisamente superiore al livello del 5%. Possiamo quindi accettare l'ipotesi nulla di normalità.

- **Test Omoschedasticità**

1) Test di White per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 2002:02-2007:09 (T = 68)
Variabile dipendente: uhat^2
Omesse per perfetta collinearità: sq_d_ld_CREDI sq_d_ld_CREDI sq_d_ld_CREDI
 sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_RGDP_ sq_d_ld_UNRAT
 sq_d_ld_UNRAT sq_d_ld_UNRAT sq_d_ld_UNRAT sq_d_ld_UNRAT

                 coefficiente      errore std.    rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------------
  const              0,000161033      0,000101855    1,581     0,1212
  d_ld_CREDIT_2     -0,00843082       0,0188520     -0,4472    0,6570
  d_ld_CREDIT_3     -0,0444130        0,0230746     -1,925     0,0609  *
  d_ld_CREDIT_4     -0,0278968        0,0212104     -1,315     0,1954
  d_ld_CREDIT_5     -0,000660711      0,0170459     -0,03876   0,9693
  d_ld_POP_7        -0,848172         0,991228      -0,8557    0,3969
  d_ld_POP_8         1,42584          1,08054        1,320     0,1940
  d_ld_RGDP_1        0,0175356        0,0172827      1,015     0,3160
  d_ld_RGDP_2        0,0102885        0,0212459      0,4843    0,6307
  d_ld_RGDP_3        0,00217696       0,0161856      0,1345    0,8936
  d_ld_RGDP_8        0,00920871       0,0199185      0,4623    0,6462
  d_ld_RGDP_9       -0,00784739       0,0171136     -0,4585    0,6489
  d_ld_CPI_9         0,0123448        0,0158612      0,7783    0,4407
  d_ld_UNRATE_1     -0,000293133      0,00202479    -0,1448    0,8856
  d_ld_UNRATE_2      0,000240988      0,00291454     0,08268   0,9345
  d_ld_UNRATE_3      0,00235074       0,00298827     0,7867    0,4358
```

```
  d_ld_UNRATE_4      0,00377137       0,00271053     1,391     0,1713
  d_ld_UNRATE_5      0,00227887       0,00218201     1,044     0,3021
  d_ld_UNRATE_7      0,00234623       0,00166992     1,405     0,1672
  sq_d_ld_CREDI      0,749590         1,80419        0,4155    0,6799
  sq_d_ld_POP_7  24988,4          17901,0            1,396     0,1699
  sq_d_ld_POP_8    378,981        20173,0            0,01879   0,9851
  sq_d_ld_RGDP_     -0,786089         1,59769       -0,4920    0,6252
  sq_d_ld_CPI_9      4,09790          2,40918        1,701     0,0962  *
  sq_d_ld_UNRAT     -0,0312852        0,0423448     -0,7388    0,4640

Attenzione: la matrice dei dati è vicina alla singolarità!

  R-quadro = 0,355111

Statistica test: TR^2 = 24,147580,
con p-value = P(Chi-quadro(24) > 24,147580) = 0,453185
```

2) Test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità

```
OLS, usando le osservazioni 2002:02-2007:09 (T = 68)
Variabile dipendente: uhat^2 scalata

                 coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const              1,01270      0,170968    5,923     3,07e-07 ***
  d_ld_CREDIT_2      2,26061     74,6350      0,03029   0,9760
  d_ld_CREDIT_3   -151,136       89,3657     -1,691     0,0971   *
  d_ld_CREDIT_4   -106,784       83,7622     -1,275     0,2084
  d_ld_CREDIT_5     21,4019      68,8632      0,3108    0,7573
  d_ld_POP_7     -4687,15      3928,67       -1,193     0,2386
  d_ld_POP_8      3604,81      4101,77        0,8788    0,3838
  d_ld_RGDP_1       47,2399      68,9132      0,6855    0,4963
  d_ld_RGDP_2       15,7897      83,2305      0,1897    0,8503
  d_ld_RGDP_3       10,2290      63,7664      0,1604    0,8732
  d_ld_RGDP_8       65,2167      73,6066      0,8860    0,3799
  d_ld_RGDP_9       16,3819      66,0044      0,2482    0,8050
  d_ld_CPI_9       -18,0637      55,2419     -0,3270    0,7451
  d_ld_UNRATE_1     -2,17953      7,84153    -0,2779    0,7822
  d_ld_UNRATE_2      4,61389     10,9723      0,4205    0,6760
  d_ld_UNRATE_3     11,4326      11,2815      1,013     0,3159
  d_ld_UNRATE_4     15,3639      10,6870      1,438     0,1569
  d_ld_UNRATE_5     11,4428       8,34622     1,371     0,1766
  d_ld_UNRATE_7     11,0484       6,30045     1,754     0,0858   *

  Somma dei quadrati spiegata = 33,9797

Statistica test: LM = 16,989851,
con p-value = P(Chi-quadro(18) > 16,989851) = 0,523803
```

3) Test per ARCH di ordine 12

```
              coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  alpha(0)     0,000201563   0,000116329     1,733      0,0903  *
  alpha(1)    -0,100564      0,137562       -0,7310     0,4687
  alpha(2)    -0,165335      0,138309       -1,195      0,2385
  alpha(3)     0,0531525     0,131835        0,4032     0,6888
  alpha(4)     0,0216093     0,135281        0,1597     0,8738
  alpha(5)     0,0745621     0,136320        0,5470     0,5872
  alpha(6)    -0,158548      0,138043       -1,149      0,2571
  alpha(7)    -0,107848      0,128045       -0,8423     0,4043
  alpha(8)     0,00551427    0,128327        0,04297    0,9659
  alpha(9)     0,0191040     0,127075        0,1503     0,8812
  alpha(10)    0,0395953     0,127373        0,3109     0,7574
```

```
  alpha(11)    0,111854      0,125821        0,8890     0,3790
  alpha(12)    0,197190      0,124577        1,583      0,1208

  Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
  Statistica test: LM = 8,69348
  con p-value = P(Chi-quadro(12) > 8,69348) = 0,728865
```

Tutti i test presentano un p-value superiore al livello del 5%. Sono quindi tutti concordi ad accettare l'ipotesi di omoschedasticità.

- **Test Autocorrelazione**

```
Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 12
OLS, usando le osservazioni 2002:02-2007:09 (T = 68)
Variabile dipendente: uhat

                  coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value
  ---------------------------------------------------------------
  const           -1,79257e-05    0,00230377   -0,007781    0,9938
  d_ld_CREDIT_2    0,104749       1,11040       0,09433     0,9254
  d_ld_CREDIT_3    0,434812       1,28523       0,3383      0,7370
  d_ld_CREDIT_4   -0,203047       1,18457      -0,1714      0,8648
  d_ld_CREDIT_5   -0,0137813      0,976691     -0,01411     0,9888
  d_ld_POP_7      -9,99704       54,7965       -0,1824      0,8562
  d_ld_POP_8      -5,36179       57,0895       -0,09392     0,9257
  d_ld_RGDP_1      0,832017       0,962793      0,8642      0,3931
  d_ld_RGDP_2      0,310484       1,21287       0,2560      0,7994
  d_ld_RGDP_3      0,0596072      0,944433      0,06311     0,9500
  d_ld_RGDP_8     -0,0997342      1,10670      -0,09012     0,9287
  d_ld_RGDP_9     -0,545230       0,976597     -0,5583      0,5800
  d_ld_CPI_9      -0,239889       0,846643     -0,2833      0,7785
  d_ld_UNRATE_1    0,00667689     0,168772      0,03956     0,9687
  d_ld_UNRATE_2    0,109938       0,218966      0,5021      0,6186
  d_ld_UNRATE_3    0,0427887      0,244981      0,1747      0,8623
  d_ld_UNRATE_4    0,272031       0,213134      1,276       0,2098
  d_ld_UNRATE_5    0,181235       0,153693      1,179       0,2458
  d_ld_UNRATE_7    0,0370128      0,117283      0,3156      0,7541
  uhat_1          -0,113407       0,233299     -0,4861      0,6298
  uhat_2          -0,143907       0,234827     -0,6128      0,5437
  uhat_3          -0,0892288      0,233657     -0,3819      0,7047
  uhat_4          -0,609230       0,242392     -2,513       0,0164  **
  uhat_5          -0,0341918      0,239634     -0,1427      0,8873
  uhat_6           0,190344       0,238871      0,7968      0,4306
  uhat_7          -0,190810       0,215728     -0,8845      0,3821
  uhat_8           0,0295158      0,222807      0,1325      0,8953
  uhat_9          -0,264123       0,198076     -1,333       0,1905
  uhat_10          0,259654       0,198524      1,308       0,1990
  uhat_11          0,0132307      0,203894      0,06489     0,9486
  uhat_12         -0,172051       0,204915     -0,8396      0,4065

  R-quadro = 0,268705

Statistica test: LMF = 1,132932,
con p-value = P(F(12,37) > 1,13293) = 0,365

Statistica alternativa: TR^2 = 18,271943,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 18,2719) = 0,108

Ljung-Box Q' = 10,2406,
con p-value = P(Chi-quadro(12) > 10,2406) = 0,595
```

Anche per quanto riguarda l'autocorrelazione, i test presentano tutti un p-value superiore al livello del 5%. Accettiamo quindi l'ipotesi di assenza di autocorrelazione.

In conclusione, anche in questo sottoperiodo siamo stati in grado di individuare un modello attendibile.

4.5 Conclusioni

Dati i risultati ottenuti nel paragrafo 4.3, possiamo sostenere di aver individuato un modello in grado di spiegare con una buona affidabilità l'andamento del tasso di disoccupazione, in particolare per quanto riguarda la seconda specificazione.

Nel paragrafo 4.4 abbiamo inoltre avuto modo di osservare come le variabili introdotte nel modello abbiano modificato nel tempo l'influenza esercitata sul tasso di disoccupazione.

A partire dal 1982, il tasso di disoccupazione (variazione mensile del tasso di crescita) viene spiegato con una buona precisione dalle variabili del tasso di inflazione (variazione mensile), della popolazione (variazione mensile del tasso di variazione percentuale), del GDP reale (variazione mensile del tasso di crescita), del credito concesso dalle banche (variazione mensile del tasso di variazione percentuale). Dal 1982 al 2007, tuttavia, le relazioni tra le variabili esplicative e il tasso di disoccupazione si sono modificate. Nei tre sottointervalli abbiamo infatti individuato modelli regolati da proprietà distributive diverse. Nella pagina seguente, abbiamo riportato gli output dei tre modelli sviluppati. Come possiamo osservare, tra un modello e l'altro variano i valori assunti dai coefficienti, i ritardi di una stessa variabile, ma anche la presenza o l'assenza di una variabile, come nel caso di quella del credito, assente nel primo modello, ma presente nel secondo e nel terzo.

Ciò che abbiamo potuto verificare per il modello della curva di Phillips avviene anche per il modello del tasso di disoccupazione: la continua evoluzione nello stato delle condizioni economiche che fa si che le relazioni tra le variabili non rimangano immutate nel tempo ma che anzi si modifichino con une certa regolarità.

Modello 57:OLS, usando le osservazioni 1982:02-1989:01 (T = 84)
Variabile dipendente: d_ld_UNRATE

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	0,000265609	0,0018961	0,1401	0,88904	
d_ld_CPI_2	3,43953	1,01727	3,3811	0,00123	***
d_ld_CPI_4	5,34997	1,07549	4,9745	<0,00001	***
d_ld_CPI_6	5,33129	1,00942	5,2816	<0,00001	***
d_ld_CPI_9	3,26847	0,955469	3,4208	0,00109	***
d_ld_CPI_10	-1,65485	0,866678	-1,9094	0,06069	*
d_ld_CPI_11	4,1814	0,97001	4,3107	0,00006	***
d_ld_RGDP_1	-1,13443	0,300042	-3,7809	0,00035	***
d_ld_RGDP_3	-2,54936	0,350237	-7,2790	<0,00001	***
d_ld_RGDP_5	-1,50675	0,363059	-4,1501	0,00010	***
d_ld_RGDP_8	-0,749371	0,310504	-2,4134	0,01868	**
d_ld_RGDP_10	-1,24614	0,283879	-4,3897	0,00004	***
d_ld_POP_3	-145,377	29,7051	-4,8940	<0,00001	***
d_ld_POP_4	68,513	30,4835	2,2475	0,02806	**
d_ld_POP_6	53,7038	28,5539	1,8808	0,06455	*
d_ld_POP_7	-83,1305	29,4141	-2,8262	0,00628	***
d_ld_UNRATE_1	-0,626259	0,093325	-6,7105	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_2	-0,670676	0,102478	-6,5446	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_3	-0,202189	0,083304	-2,4271	0,01804	**
d_ld_UNRATE_11	0,192917	0,062526	3,0854	0,00300	***

Media var. dipendente	0,000083	SQM var. dipendente	0,035790
Somma quadr. residui	0,019112	E.S. della regressione	0,017281
R-quadro	0,820230	R-quadro corretto	0,766861
F(19, 64)	15,36898	P-value(F)	4,62e-17
Log-verosimiglianza	233,1153	Criterio di Akaike	-426,2305
Criterio di Schwarz	-377,6142	Hannan-Quinn	-406,6872
rho	-0,051952	Valore h di Durbin	-0,899118

Modello 170:OLS, usando le osservazioni 1989:03-1998:01 (T = 107)
Variabile dipendente: d_ld_UNRATE

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	0,000903191	0,00197537	0,4572	0,64864	
d_ld_POP_2	-50,4381	23,8605	-2,1139	0,03736	**
d_ld_POP_6	-53,1988	25,9785	-2,0478	0,04356	**
d_ld_POP_11	-87,3413	24,35	-3,5869	0,00055	***
d_ld_RGDP_2	0,816316	0,454764	1,7950	0,07608	*
d_ld_RGDP_3	1,43554	0,46274	3,1023	0,00258	***
d_ld_CPI_1	3,74394	1,33509	2,8043	0,00621	***
d_ld_CPI_2	4,23586	1,46682	2,8878	0,00488	***
d_ld_CPI_3	4,85106	1,34227	3,6141	0,00050	***
d_ld_CPI_6	2,31215	1,34468	1,7195	0,08904	*
d_ld_CPI_7	4,00017	1,52621	2,6210	0,01033	**
d_ld_CPI_8	3,50996	1,4602	2,4037	0,01833	**
d_ld_CPI_9	3,94272	1,33536	2,9526	0,00404	***
d_ld_CREDIT_2	-2,53252	0,612344	-4,1358	0,00008	***
d_ld_CREDIT_3	-1,57242	0,622443	-2,5262	0,01332	**
d_ld_CREDIT_8	2,08365	0,508386	4,0986	0,00009	***
d_ld_UNRATE_1	-0,966605	0,083347	-11,5973	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_2	-0,673463	0,100492	-6,7016	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_3	-0,34752	0,081159	-4,2820	0,00005	***

Media var. dipendente	0,000152	SQM var. dipendente	0,036338
Somma quadr. residui	0,036399	E.S. della regressione	0,020338
R-quadro	0,739949	R-quadro corretto	0,686756
F(18, 88)	13,91083	P-value(F)	1,32e-18
Log-verosimiglianza	275,4270	Criterio di Akaike	-512,8541
Criterio di Schwarz	-462,0703	Hannan-Quinn	-492,2670
rho	-0,036135	Valore h di Durbin	-0,724565

Modello 39:OLS, usando le osservazioni 2002:02-2007:09 (T = 68)
Variabile dipendente: d_ld_UNRATE

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
const	-0,000215154	0,00225083	-0,0956	0,92424	
d_ld_CREDIT_2	2,74649	0,982583	2,7952	0,00739	***
d_ld_CREDIT_3	2,44721	1,17651	2,0801	0,04277	**
d_ld_CREDIT_4	2,80861	1,10274	2,5469	0,01406	**
d_ld_CREDIT_5	2,12118	0,906595	2,3397	0,02342	**
d_ld_POP_7	114,26	51,7216	2,2091	0,03187	**
d_ld_POP_8	-204,808	54,0005	-3,7927	0,00041	***
d_ld_RGDP_1	-3,45645	0,907254	-3,8098	0,00039	***
d_ld_RGDP_2	-2,25087	1,09574	-2,0542	0,04531	**
d_ld_RGDP_3	-2,01163	0,839495	-2,3962	0,02043	**
d_ld_RGDP_8	3,57953	0,969043	3,6939	0,00056	***
d_ld_RGDP_9	2,2192	0,868959	2,5539	0,01381	**
d_ld_CPI_9	-2,21614	0,727269	-3,0472	0,00372	***
d_ld_UNRATE_1	-0,933015	0,103235	-9,0378	<0,00001	***
d_ld_UNRATE_2	-0,458513	0,144452	-3,1741	0,00260	***
d_ld_UNRATE_3	-0,371016	0,148523	-2,4980	0,01589	**
d_ld_UNRATE_4	-0,550619	0,140696	-3,9135	0,00028	***
d_ld_UNRATE_5	-0,274538	0,109879	-2,4985	0,01587	**
d_ld_UNRATE_7	0,192106	0,082946 5	2,3160	0,02478	**

Media var. dipendente	0,000316	SQM var. dipendente	0,033317
Somma quadr. residui	0,016455	E.S. della regressione	0,018326
R-quadro	0,778746	R-quadro corretto	0,697470
F(18, 49)	9,581410	P-value(F)	1,60e-10
Log-verosimiglianza	186,6169	Criterio di Akaike	-335,2338
Criterio di Schwarz	-293,0631	Hannan-Quinn	-318,5245
rho	-0,069061	Valore h di Durbin	-1,057127

Conclusioni

Il dibattito sulla curva di Phillips e sul suo utilizzo nell'ambito delle politiche monetarie è più che mai attuale.

In un recente articolo del New York Times (5 aprile 2012), "Not Enough Inflation"[21], Paul Krugman sostiene, sulla scia di quanto dettato dalla curva di Phillips, il ricorso a politiche monetarie inflazionistiche al fine di stimolare l'occupazione. Nel giudicare l'azione della Fed, che in base al suo mandato ha il duplice obiettivo della piena occupazione e della stabilità dei prezzi, ritiene appropriata una politica monetaria espansiva al fine di stimolare la ripresa economica. Inoltre, asserisce che "un aumento dell'inflazione al 3 % o al 4% non sarebbe terribile. Al contrario, quasi sicuramente aiuterebbe l'economia". Questo, secondo Krugman, per due motivi: in primo luogo, perché il valore reale del debito privato accumulato durante gli anni della bolla speculativa sul mercato immobiliare (degli Stati Uniti) diminuirebbe; in secondo luogo, servirebbe a mobilitare le riserve di liquidità, in quanto la prospettiva di una maggiore inflazione renderebbe meno conveniente lasciare tale liquidità depositata. In entrambi i casi, quindi, una maggiore inflazione servirebbe da spinta alla spesa privata e aiuterebbe la ripresa negli Stati Uniti.

In un articolo successivo (8 aprile 2012), "Unemployment and Inflation"[22], Krugman spiega come la curva di Phillips corretta per le aspettative "implica *spirali in senso orario* nel piano disoccupazione-inflazione" e come queste siano collassate in una retta nella più recente "depressione minore". Tale collasso viene spiegato, secondo Krugman, dalla rigidità dei salari nominali. L'economista conclude affermando:

"And what this says is that price stability isn't an adequate guideline for monetary policy. You can have stable prices and a persistently depressed economy"

Il pensiero di Krugman non è tuttavia condiviso all'unanimità dalla comunità degli studiosi. In un recente articolo (26 aprile 2012), "Serve più inflazione?", John P. Cochran[23] risponde a quanto sostenuto da Krugman. Cochran sostiene che "l'occupazione creata con lo stimolo, sia esso monetario o fiscale, [] è instabile" e che "una linea politica che usa l'inflazione per generare occupazione contiene i semi di un ritorno alla stagflazione, e se continuamente implementata ogni volta che la disoccupazione comincia ad aumentare conduce, in ultima analisi, alla scelta se terminare l'inflazione o andare avanti lungo un percorso sbagliato verso un crack-up boom finale".

Ora, in base ai risultati ottenuti nel secondo capitolo abbiamo potuto osservare come la curva di Phillips corretta per le aspettative non sia stata convalidata pienamente dai dati empirici per quanto riguarda il lungo periodo nel mercato degli Stati Uniti, mentre, andando a suddividere l'intervallo temporale in sottoperiodi, essa risulti statisticamente affidabile nel periodo compreso

[21] http://www.nytimes.com/2012/04/06/opinion/krugman-not-enough-inflation.html?_r=2partner=rssnyt&emc=rss&
[22] http://krugman.blogs.nytimes.com/2012/04/08/unemployment-and-inflation/
[23] http://vonmises.it/2012/04/26/serve-piu-inflazione/

tra il 1975 e il 1988. Tuttavia, a partire dal 1988 essa torna a non essere valida. Abbiamo anche mostrato alcune proposte alternative che, andando ad integrare la formulazione della relazione, aggiungono nuove ipotesi al funzionamento del modello: sticky prices, sticky information, immigrazione, forma non lineare del modello. Nel terzo capitolo abbiamo quindi voluto proporre un nostro modello per il tasso di inflazione corrente, dimostrando come esso sia funzione del(la variazione del) tasso di crescita del prezzo delle case, del tasso di variazione del tasso di disoccupazione e del tasso di crescita dell'indice S&P500. Chiaramente non abbiamo alcuna presunzione di aver trovato un modello che sia in grado di offrire delle risposte esaurienti ai problemi di politica economica quali quelli emergenti dagli articoli di Krugman e Cochran, ma semplicemente abbiamo voluto mostrare come dal 2000 al 2006/2007 il tasso di inflazione non è spiegato dal solo tasso di disoccupazione e pertanto questa non è l'unica variabile sulla quale focalizzare la nostra attenzione.

Sempre in base agli articoli riportati risulta chiaramente che, dato il periodo di relativa stabilità dei prezzi, l'attenzione si stia progressivamente spostando sulla ricerca di un modo migliore per dare una spinta all'economia statunitense, in particolare per quanto riguarda l'occupazione, assestata a livelli piuttosto bassi. Nell'ambito del doppio mandato della Fed, oltre alla stabilità dei prezzi, il secondo obiettivo riguarda proprio l'occupazione. Il quarto capitolo del presente elaborato si pone esattamente in quest'ottica. Abbiamo infatti cercato di sviluppare un modello che fosse in grado di spiegare l'andamento del tasso di disoccupazione corrente sulla base di inflazione, GDP reale, popolazione e credito concesso dalle banche. Il risultato è stato un modello affidabile da un punto di vista statistico che ha confermato l'esistenza di una relazione tra queste variabili e il tasso di disoccupazione.

Un ulteriore aspetto messo in evidenza nel corso dell'intera tesi è la mutevolezza delle relazioni instauratesi tra le diverse variabili macroeconomiche. Per quanto riguarda la curva di Phillips, abbiamo visto come dalla sua prima formulazione essa si sia evoluta nel tempo, aggiungendo di volta in volta nuove variabili o formulando nuove ipotesi, dalle aspettative adattive, a quelle razionali, agli sticky prices, e così via. Il modello elaborato nel terzo capitolo mostra proprio come nel periodo più recente, antecedente la crisi finanziaria 2007/2008, il tasso di inflazione sia stato ben descritto e previsto da nuove variabili, quali, oltre al tasso di disoccupazione, il prezzo delle case e l'indice S&P500. Allo stesso modo per quanto riguarda il tasso di disoccupazione, abbiamo potuto osservare come l'andamento della variabile, se considerato in periodi differenti, sia regolato da modelli diversi dal punto di vista delle proprietà distributive. Viene confermato, pertanto, ciò che avevamo ipotizzato all'inizio del nostro lavoro: la realtà economica è in continua evoluzione e la nostra attenzione deve focalizzarsi sul monitoraggio della rispondenza delle teorie già elaborate alla realtà e sulla ricerca costante di nuove relazioni, in modo tale da fornire strumenti sempre più efficienti a coloro i quali dovranno prendere importanti decisioni di politica economica.

Bibliografia

O. J. Blanchard, *Scoprire la Macroeconomia: quello che non si può sapere*, Il Mulino Bologna, 2011

M.Verbeek, *Econometria*, Zanichelli Bologna, 2006

G.Calvo, *Staggered Contracts in a Utility-Maximizing Framework*, Journal of Monetary Economics, September 1983

N. Gregory Mankiw e Ricardo Reis, *Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips curve*, The Quarterly Journal of Economics, November 2002, pg 1295-1329

Olivier Coibion, *Testing the Sticky Information Phillips Curve*, Review of Economics and Statistics, February 2010, Vol. 92, No. 1, Pages 87-101

Samuel Bentolila, Juan J. Dolado, Juan F. Jimeno, *Does immigration affect the Phillips curve? Some evidence for Spain*, European Economic Review, Volume 52, Issue 8, November 2008, Pages 1398-1423.

A.R. Nobay, D.A. Peel, *Optimal monetary policy with a nonlinear Phillips curve*, Economics Letters, Volume 67, Issue 2, May 2000, Pages 159-164

http://research.stlouisfed.org/fred2/

http://it.finance.yahoo.com

http://www.nytimes.com/2012/04/06/opinion/krugman-not-enough-inflation.html?_r=2partner=rssnyt&emc=rss&

http://krugman.blogs.nytimes.com/2012/04/08/unemployment-and-inflation/

http://vonmises.it/2012/04/26/serve-piu-inflazione/