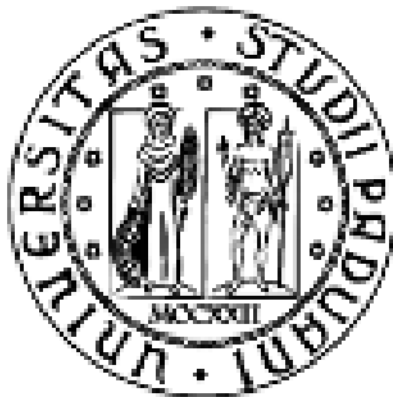


UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA

FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE
CORSO DI LAUREA IN STATISTICA ECONOMIA E
FINANZA



TESI:

Stima della curva di Phillips à la Galì (2011): potere descrittivo e
stabilità

Relatore: Prof. Efrem Castelnuovo

Laureanda: Giada Zaccaria

Matricola: 573274- SEF

ANNO ACCADEMICO 2010-2011

Sommario

| | |
|---|----|
| INTRODUZIONE | 4 |
| Capitolo 1 | 5 |
| II MODELLO DI JORDI GALÌ | 5 |
| 1.1 ANALISI DEL MODELLO..... | 6 |
| 1.2 DATI..... | 7 |
| Capitolo 2 | 8 |
| ANALISI EMPIRICA | 8 |
| 2.1 ANALISI GRAFICA PRELIMINARI..... | 8 |
| 2.2 STIMA DEL MODELLO PER L'INTERO CAMPIONE | 10 |
| 2.3 STIMA DEL MODELLO PER I VARI SOTTO-CAMPIONI | 12 |
| Capitolo 3 | 26 |
| CONCLUSIONI..... | 26 |
| BIBLIOGRAFIA..... | 30 |
| RINGRAZIAMENTI..... | 32 |

INTRODUZIONE

Quando ho iniziato a pensare all' argomento della mia tesi, non avevo un' idea precisa, così il Relatore me ne ha proposti alcuni; questo tipo di lavoro mi ha permesso, seppur in maniera ridotta, di mettere in pratica nozioni "teoriche" apprese durante questo percorso di studi, a dati reali, permettendomi di avere un piccolo riscontro concreto e operativo di quanto studiato fin ad ora; questo è il motivo per cui ho deciso di realizzare una tesi di questo tipo; una tesi in cui ho svolto delle analisi statistiche in ambito macroeconomico.

L'obbiettivo principale di questo lavoro è rispondere alla domanda: il modello preso in esame da Jordi Galí, che studia l'inflazione dei salari, è adatto a modellare i dati considerati? Vedremo poi che la risposta cambierà, almeno parzialmente, a seconda degli intervalli di dati esaminati. Operativamente ho stimato il modello prima per l'intero campione poi per una maggior precisione nelle considerazioni, per due sotto-campioni; il primo che racchiude il periodo della grande inflazione ed il secondo che include quello della grande moderazione. In seguito ai risultati si è reso necessario:

- Suddividere quest' ultimo sotto-campione in due ulteriori intervalli.
- Proporre alcune varianti del modello per capire se, così facendo, i risultati piuttosto carenti avrebbero potuto migliorare.

Ovviamente quando ho iniziato questo lavoro non mi erano chiare le varie fasi che avrei dovuto seguire. Questo modo di operare è stato dettato dai risultati che ho trovato progressivamente.

Nonostante abbia stimato parecchi modelli in intervalli temporali diversi ma piuttosto ampi il giudizio finale è univoco a meno di due casi. La bontà d'adattamento del modello ai dati varia a seconda del campione considerato ma complessivamente per gli anni pre '79 il modello si adatta meglio che nel post '79. Le ragioni di queste mie affermazioni verranno comprese in seguito quando commenterò individualmente l' output di ogni modello.

Capitolo 1

IL MODELLO DI JORDI GALÌ

Il punto dalla quale sono partita è stato la lettura del lavoro intitolato "THE RETURN OF THE WAGE PHILLIPS CURVE" sviluppato da Jordi Galì.

L'obiettivo che si propone l'autore è quello di analizzare la curva di Phillips per poi passare alla nuova curva dei salari keynesiani NKWPC. La caratteristica più evidente tra le due curve è che entrambe evidenziano una relazione inversa tra inflazione dei salari e tasso di disoccupazione; più precisamente, sotto sicure assunzioni la NKWPC prende la forma dell'equazione originale di Phillips (come in Galì (2009)). Per quanto riguarda le differenze, esse sono molteplici: innanzitutto la NKWPC è inserita in uno scenario dei prezzi bloccato, inoltre, in presenza di indicizzazione dei salari con l'inflazione passata, i risultati della dinamica dei salari sono costanti con una specificazione spesso usata in lavori applicati (i.e. Blanchard e Katz (1999)); infine, tramite un'equazione l'autore mostra come

l'inflazione dei salari sia una variabile che guarda al futuro, inversamente correlata con l'attuale disoccupazione.

Per quanto riguarda la curva di Phillips, nata da un'analisi con dati empirici negli anni '50, vediamo come il suo trade-off sia stato smentito nel tempo in particolare negli anni '70; questo è il motivo per cui è stata considerata troppo statica; risulta inoltre non stabile in quanto tende a traslare in avanti- indietro a seconda delle aspettative di inflazione.

Operativamente, dopo qualche nozione teorica, tramite alcune equazioni, l'autore definisce il modello oggetto della mia analisi.

1.1 ANALISI DEL MODELLO

Il modello analizzato, composto da una costante, tre variabili esplicative ed un termine d'errore è il seguente:

$$\pi_t^w = \alpha + \gamma \bar{\pi}_{t-1}^p + \psi_0 \hat{u}_t + \psi_1 \hat{u}_{t-1} + \zeta_t$$

dove:

π_t^w rappresenta l'inflazione dei salari al tempo t e risulta essere la variabile dipendente;

α rappresenta la costante;

$\bar{\pi}_{t-1}^p$ rappresenta l'inflazione dei prezzi al tempo t-1;

\hat{u}_t rappresenta il tasso di disoccupazione al tempo t;

\hat{u}_{t-1} rappresenta il tasso di disoccupazione al tempo t-1;

ζ_t rappresenta il termine d' errore al tempo t ;

infine γ , ψ_0 , ψ_1 rappresentano rispettivamente i coefficienti dell' inflazione dei prezzi al tempo $t-1$, del tasso di disoccupazione al tempo t e $t-1$.

1.2 DATI

I dati utilizzati sono di tipo trimestrale; coprono un intervallo temporale che va dal 1948:Q1 al 2010:Q3.

I dati sono stati scaricati dal seguente sito web:

<http://research.stlouisfed.org/fred2/> appartenente alla Federal Reserve Bank of St. Louis;

Considero inoltre due sotto-campioni: 1948:Q1-1979:Q2 che racchiude il periodo della grande inflazione conclusosi con la nomina di Paul Volcker come presidente della Fed; 1985:Q1-2010:Q3 che corrisponde al periodo che segue il "Volcker experiment" e che per buona parte si sovrappone al campione della grande moderazione.

Capitolo 2

ANALISI EMPIRICA

La tecnica che ho utilizzato per stimare i vari modelli riportati in questo capitolo è quella dei minimi quadrati ordinari, OLS, con standard error robusti, basata sulla minimizzazione della componente erratica. Il software utilizzato invece è Gretel. Mi sono servita inoltre di alcuni supporti grafici con la speranza di rendere il tutto più comprensibile.

2.1 ANALISI GRAFICA PRELIMINARI

Innanzitutto, per provare a capire l'andamento delle serie dei dati che utilizzerò in seguito, riporto i loro grafici.

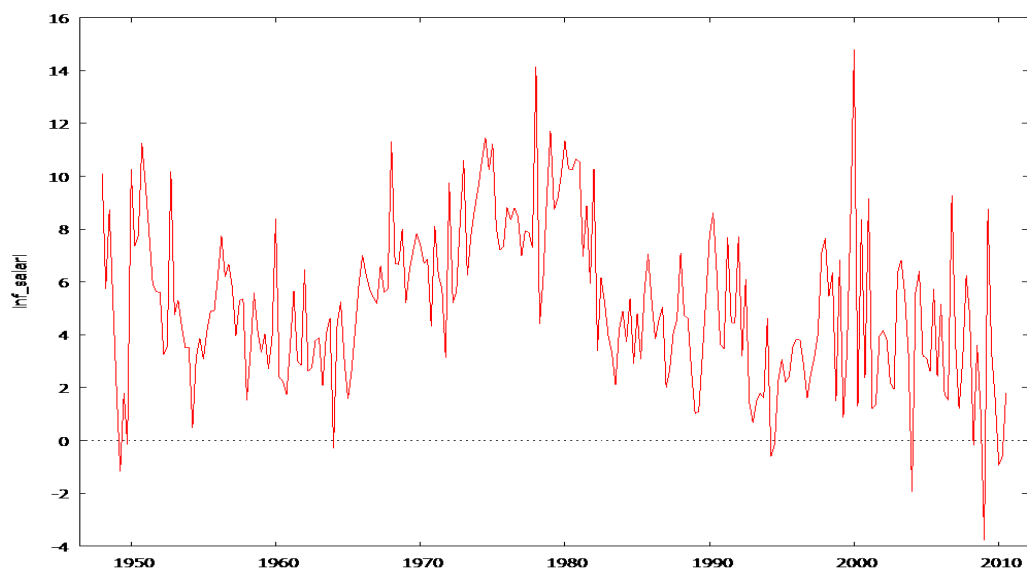


Figura 2.1 Andamento della serie storica dell'inflazione dei salari dal 1948:Q1 al 2010:Q3.

Il grafico evidenzia come l'inflazione salariale abbia un andamento piuttosto "casuale"; si ha una forte crescita tra gli anni '60 - '80 con dei picchi intorno ai '70 probabilmente dovuta all'aumento dei prezzi del petrolio; si registra poi una caduta agli inizi degli anni '80 che corrisponde al periodo del dopo Volcker per poi avere una relativa stabilizzazione.

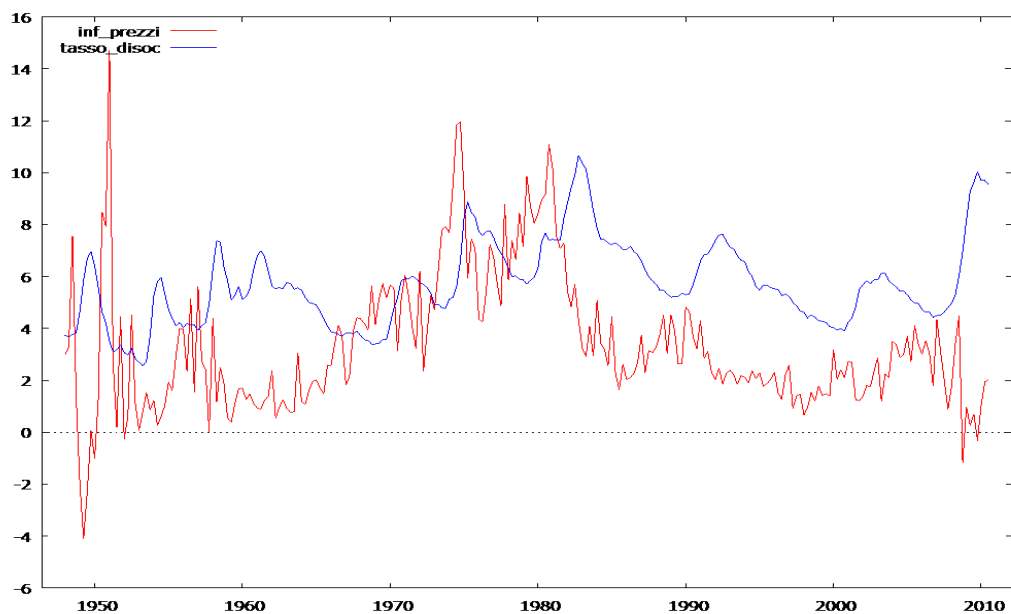


Figura 2.2. Andamento della serie storica dell' inflazione dei prezzi e del tasso di disoccupazione.

Il grafico evidenzia come, in particolare per alcuni anni, tra il 1970 e 1980 circa, la teoria non trova conferme. Il grafico evidenzia infatti sia un' elevata inflazione che un elevato tasso di disoccupazione.

2.2 STIMA DEL MODELLO PER L'INTERO CAMPIONE

Di seguito riporto le stime del modello ottenute utilizzando l'intero intervallo campionario.

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1948:2-2010:3 (T = 250)

Variabile dipendente: wage_infl_t

Errori standard HAC, larghezza di banda 4 (Kernel di Bartlett)

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Errore Std.</i> | <i>rapporto t</i> | <i>p-value</i> | |
|----------------|---------------------|--------------------|-------------------|----------------|-----|
| const | 4.47035 | 0.526066 | 8.4977 | <0.00001 | *** |
| price_inf(t-1) | 0.698773 | 0.0745086 | 9.3784 | <0.00001 | *** |
| Disocc.(t) | -0.840027 | 0.399262 | -2.1039 | 0.03640 | ** |
| Disocc.(t-1) | 0.548182 | 0.418752 | 1.3091 | 0.19173 | |

| | | | |
|-----------------------|-----------|------------------------|----------|
| Media var. dipendente | 5.102386 | SQM var. dipendente | 3.002566 |
| Somma quadr. residui | 1397.086 | E.S. della regressione | 2.383110 |
| R-quadro | 0.377644 | R-quadro corretto | 0.370054 |
| F(3, 246) | 36.90213 | P-value(F) | 9.98e-20 |
| Log-verosimiglianza | -569.8200 | Criterio di Akaike | 1147.640 |
| Criterio di Schwarz | 1161.726 | Hannan-Quinn | 1153.309 |
| rho | 0.125451 | Durbin-Watson | 1.748138 |

Dove *** indica che $\alpha^{oss} < 0.001$, ** indica che $0.001 < \alpha^{oss} < 0.01$, * indica che $0.01 < \alpha^{oss} < 0.05$

Dall'analisi dei dati osservo che in questo modello, l'inflazione dei prezzi al tempo (t-1) ed il tasso di disoccupazione al tempo t risultano significativi; presentano infatti un p-value piuttosto basso, inferiore al 5% il che mi porta a rifiutare l'ipotesi nulla H_0 circa la nullità dei loro coefficienti. Questo viene confermato anche dal test F che confronta il modello ridotto, composto solamente dall'intercetta, con il modello completo, composto da tutte le variabili considerate; questo test mi porta a rifiutare l'ipotesi nulla secondo la quale è preferibile il modello ridotto a quello completo.

Per quanto riguarda il tasso di disoccupazione ritardato al tempo (t-1) invece, è evidente come questo non sia significativamente diverso da zero.

Posso quindi affermare che, per il modello sopra riportato, solo l'inflazione dei prezzi ritardata di un lag e il tasso di disoccupazione risultano utili nello spiegare l'inflazione dei salari.

Come già anticipato sopra, noto come l'indice di bontà d'adattamento del modello, valutato R^2 corretto in quanto confronto modelli con diverso numero di regressori, non sia poi così elevato ma tutto sommato soddisfacente; nel caso in questione risulta essere pari a 0.370054; ciò significa che il modello spiega il 37% della variabilità totale.

Il valore della statistica di Durbin-Watson che indica assenza di autocorrelazione tra i residui risulta buona.

Riporto ora il grafico della funzione di autocorrelazione dei residui:

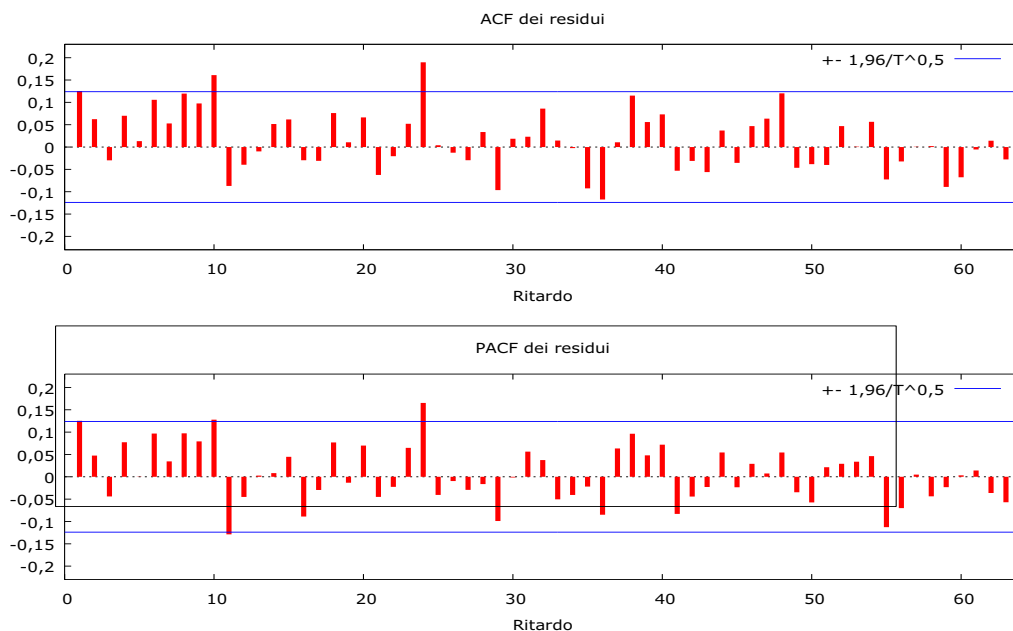


Figura 2.3. Grafico della funzione di autocorrelazione dei residui.

Analizzando la funzione di autocorrelazione dei residui calcolata con 63 ritardi (n/4), posso affermare che i residui, al 5%, risultano tra loro non correlati in quanto solo il residuo al ritardo 24 risulta altamente significativo mentre quelli al ritardo 1 e 10 sono sulla soglia critica e tutti gli altri possono essere ritenuti nulli.

2.3 STIMA DEL MODELLO PER I VARI SOTTO-CAMPIONI

Come già specificato sopra, passo ora a stimare i modelli spezzando l'intervallo campionario in due sotto-campioni: 1948:Q2-1979:Q2 (contiene il periodo della grande inflazione), 1985:Q1-2010:Q3 (include il periodo della grande moderazione).

Stima del modello per il primo sotto-campione;

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1948:2-1979:2 (T = 125)

Variabile dipendente: wage_infl_t

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Errore Std.</i> | <i>rapporto t</i> | <i>p-value</i> | |
|-----------------------|---------------------|------------------------|-------------------|----------------|-----|
| const | 3.9235 | 0.490479 | 7.9993 | <0.00001 | *** |
| price_inf(t-1) | 0.639125 | 0.085341 | 7.4891 | <0.00001 | *** |
| Disoc(t) | -1.41818 | 0.423463 | -3.3490 | 0.00108 | *** |
| Disocc.(t-1) | 1.35879 | 0.445668 | 3.0489 | 0.00282 | *** |
| Media var. dipendente | 5.848991 | SQM var. dipendente | 2.792815 | | |
| Somma quadr. residui | 459.4148 | E.S. della regressione | 1.948542 | | |
| R-quadro | 0.524994 | R-quadro corretto | 0.513217 | | |
| F(3, 121) | 33.56802 | P-value(F) | 7.38e-16 | | |
| Log-verosimiglianza | -258.7198 | Criterio di Akaike | 525.4396 | | |
| Criterio di Schwarz | 536.7529 | Hannan-Quinn | 530.0356 | | |
| rho | 0.037265 | Durbin-Watson | 1.925199 | | |

Per questo modello, tutte le variabili esplicative risultano altamente significative; rispetto al modello precedente; l' R^2 corretto risulta migliore, pari a 0.513217;

anche se apparentemente potrebbe sembrare basso, in realtà per la natura dei dati è più che soddisfacente. Il modello spiega infatti il 51% della variabilità totale. Anche in questo caso il test F mi porta a rifiutare l'ipotesi nulla H_0 a conferma di quanto detto a riguardo della significatività dei parametri. L'analisi dei residui, che riporto di seguito, risulta soddisfacente; un unico residuo, al ritardo 24, risulta significativo. Possiamo quindi affermare che i residui sono tra loro incorrelati; la conferma mi viene data anche dalla statistica di Durbin-Watson.

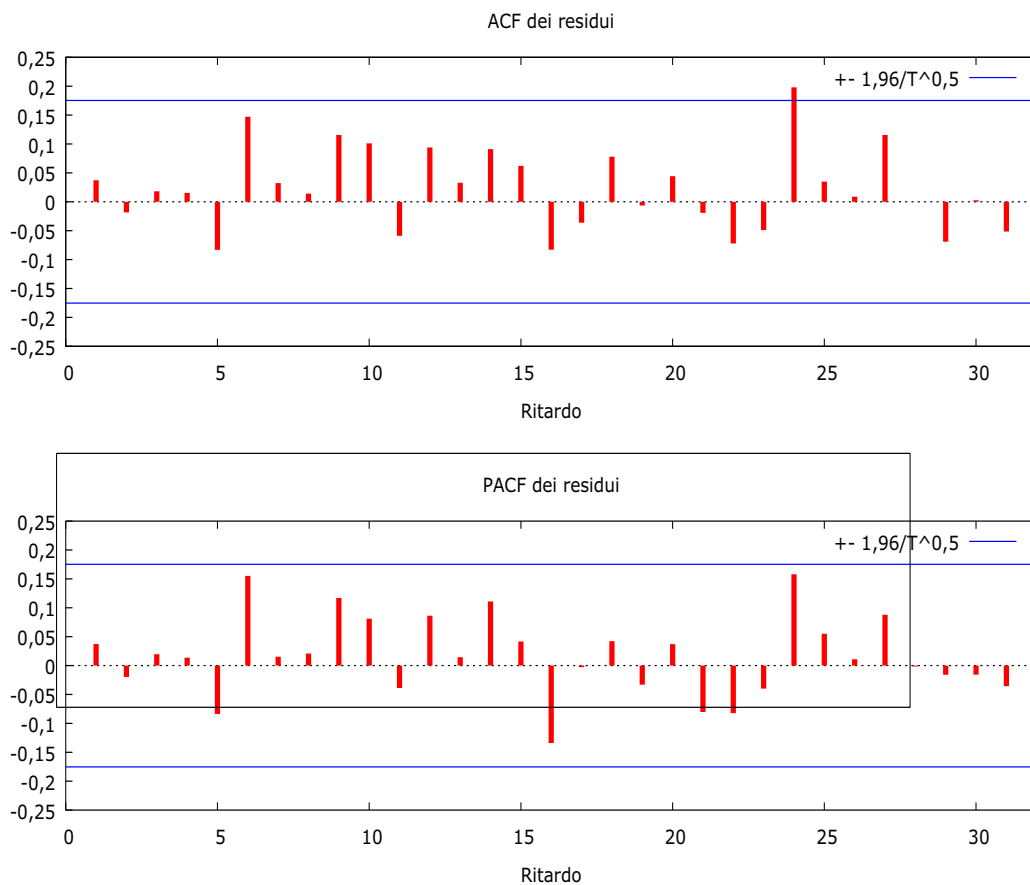


Figura 2.4. Grafico della funzione di autocorrelazione dei residui.

Come già anticipato sopra, dal grafico si nota come, ad eccezione del ritardo 24, tutti gli altri siano ampiamente contenuti nelle bande di confidenza; ciò ci porta a ritenerli non statisticamente significativi.

Stima del modello per il secondo sotto-campione.

Modello 3: OLS, usando le osservazioni 1985:1-2010:3 (T = 103)

Variabile dipendente: *wage_infl_t*

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Errore Std.</i> | <i>rapporto t</i> | <i>p-value</i> | |
|-----------------------|---------------------|------------------------|-------------------|----------------|-----|
| const | 6,44841 | 1,82581 | 3,5318 | 0,00063 | *** |
| priceinf_t_1_ | 0,0968202 | 0,302464 | 0,3201 | 0,74956 | |
| disoc_t_ | 0,132641 | 1,19899 | 0,1106 | 0,91214 | |
| disoc_t_1_ | -0,618945 | 1,24593 | -0,4968 | 0,62045 | |
| Media var. dipendente | 3,833152 | SQM var. dipendente | 2,761792 | | |
| Somma quadr. residui | 731,8727 | E.S. della regressione | 2,718944 | | |
| R-quadro | 0,059295 | R-quadro corretto | 0,030789 | | |
| F(3, 99) | 2,370800 | P-value(F) | 0,075059 | | |
| Log-verosimiglianza | -247,1359 | Criterio di Akaike | 502,2717 | | |
| Criterio di Schwarz | 512,8107 | Hannan-Quinn | 506,5404 | | |
| rho | 0,094916 | Durbin-Watson | 1,806348 | | |

In questo modello nessun regressore risulta significativo; Effettivamente anche la statistica F mi porta ad accettare H_0 secondo la quale sarebbe preferibile un modello composto da sola intercetta. Il coefficiente di bontà d'adattamento del modello risulta molto basso, pari al 3%; Questo modello risulta del tutto inadatto a spiegare i dati presi in esame. Una possibile causa potrebbe essere che l'indicizzazione non è stabile nel tempo e ciò è coerente con il lavoro di Hofmann, Peersmam e Straub (2010). In funzione dei risultati con il modello precedente posso quindi pensare che il modello di Galì sia supportato solo nel

campione 1948:Q1- 1979:Q2. Per quanto riguarda l'analisi dei residui sotto riportata, possiamo ritenerla soddisfacente in quanto anche in questo caso i residui risultano non correlati.

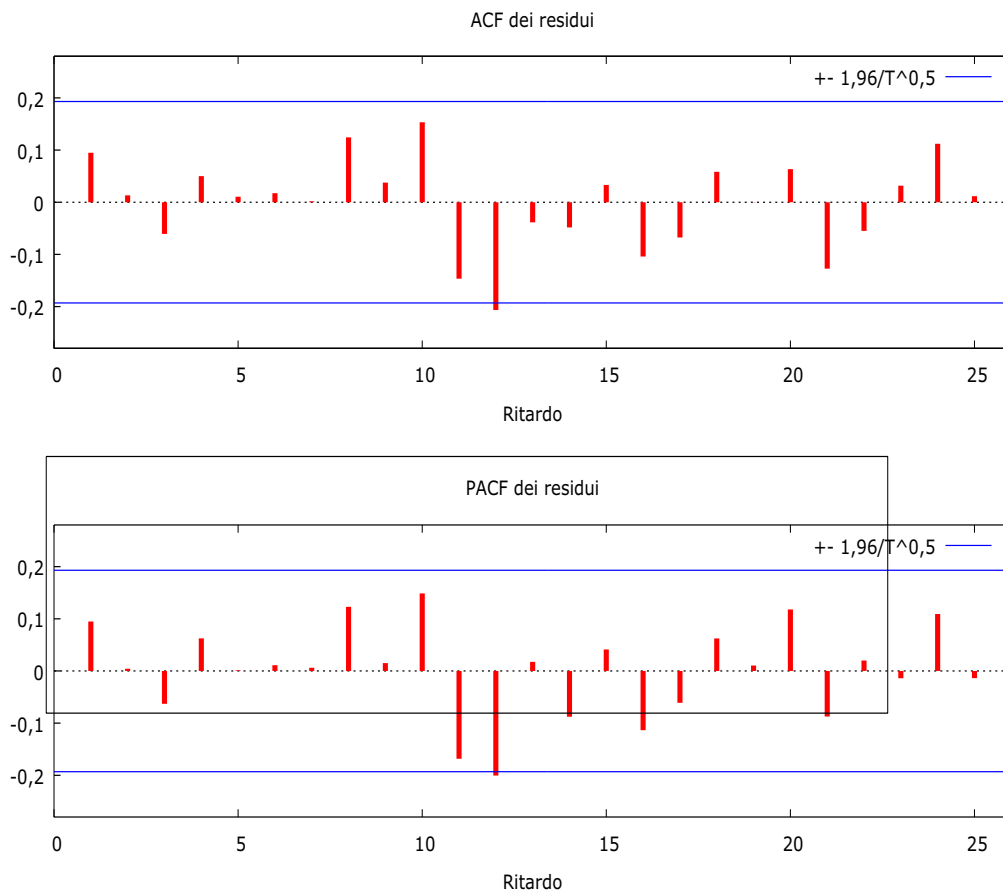


Figura 2.5. Grafico della funzione di autocorrelazione dei residui.

Il grafico evidenzia l'andamento dei residui; solamente uno risulta sulla soglia critica, tutti gli altri sono abbondantemente contenuti.

Visto il risultato piuttosto negativo per quest'ultimo sotto-campione lo scompongo ulteriormente in altri due intervalli; il primo dal 1985:Q1 al 2008:Q2 che esclude la crisi finanziaria, il secondo dal 1985:Q1 al 1999:Q4 che esclude la crisi finanziaria ma registra l'appiattimento della curva di Phillips.

Stima del modello per il periodo 1985:Q1-2008:Q2.

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)

Variabile dipendente: wage_infl_t

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Errore Std.</i> | <i>rapporto t</i> | <i>p-value</i> | |
|-----------------------|---------------------|------------------------|-------------------|----------------|-----|
| const | 6,06066 | 2,03972 | 2,9713 | 0,00380 | *** |
| priceinf_t_1_ | -0,146269 | 0,336682 | -0,4344 | 0,66501 | |
| disoc_t_ | 1,43687 | 1,3412 | 1,0713 | 0,28688 | |
| disoc_t_1_ | -1,72591 | 1,37209 | -1,2579 | 0,21169 | |
| Media var. dipendente | 4,041565 | SQM var. dipendente | 2,607691 | | |
| Somma quadr. residui | 612,4390 | E.S. della regressione | 2,608616 | | |
| R-quadro | 0,031571 | R-quadro corretto | -0,000709 | | |
| F(3, 90) | 0,759337 | P-value(F) | 0,519825 | | |
| Log-verosimiglianza | -221,4655 | Criterio di Akaike | 450,9310 | | |
| Criterio di Schwarz | 461,1042 | Hannan-Quinn | 455,0402 | | |
| Rho | 0,118656 | Durbin-Watson | 1,728323 | | |

Essenzialmente, anche per questo modello valgono le considerazioni fatte sopra; per quanto riguarda la significatività dei parametri sono tutti non statisticamente significativi; i regressori utilizzati risultano quindi non utili. La statistica F mi suggerisce che sarebbe opportuno scegliere un modello con sola intercetta piuttosto di quello esaminato. L' R^2 corretto risulta sostanzialmente nullo a conferma di quanto detto. L'analisi dei residui sotto riportata risulta invece molto buona; quest'ultimi sono infatti incorrelati.

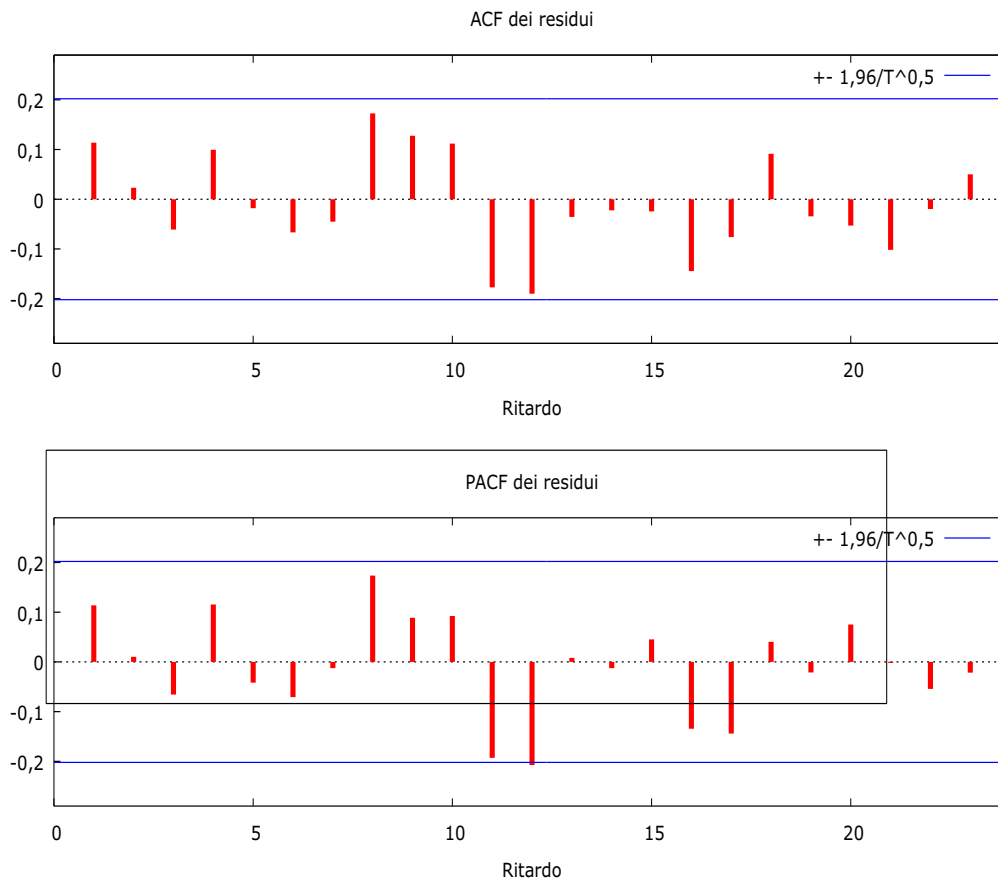


Figura 2.6. Grafico della funzione di autocorrelazione dei residui.

Dato che, come evidenziato dal grafico, tutti i residui appartengono all' intervallo $[-1,96; + 1,96]$ essi possono essere ritenuti incorrelati tra loro.

Stimo ora il modello per il periodo 1985:Q1 al 1999:Q4.

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1985:1-1999:4 (T = 60)
 Variabile dipendente: wage_infl_t
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Errore Std.</i> | <i>rapporto t</i> | <i>p-value</i> | |
|---------------|---------------------|--------------------|-------------------|----------------|-----|
| const | 5,94542 | 1,95046 | 3,0482 | 0,00351 | *** |
| priceinf_t_1_ | -0,0237405 | 0,395464 | -0,0600 | 0,95234 | |
| disoc_t_ | 3,17119 | 1,48376 | 2,1373 | 0,03696 | ** |
| disoc_t_1_ | -3,45936 | 1,51116 | -2,2892 | 0,02586 | ** |

| | | | |
|-----------------------|-----------|------------------------|----------|
| Media var. dipendente | 3,995586 | SQM var. dipendente | 2,243829 |
| Somma quadr. residui | 271,6447 | E.S. della regressione | 2,202453 |
| R-quadro | 0,085529 | R-quadro corretto | 0,036539 |
| F(3, 56) | 1,895862 | P-value(F) | 0,140774 |
| Log-verosimiglianza | -130,4408 | Criterio di Akaike | 268,8817 |
| Criterio di Schwarz | 277,2590 | Hannan-Quinn | 272,1585 |
| rho | 0,307802 | Durbin-Watson | 1,352753 |

In questo modello l'unico regressore non significativamente diverso da zero è l'inflazione dei prezzi al tempo t-1. Questo modello è sicuramente preferibile a quello sopra. Tuttavia l' R^2 corretto continua ad essere molto basso; il modello spiega infatti solo il 3% della variabilità totale. Dall'analisi dei residui possiamo affermare che sono tra loro incorrelati.

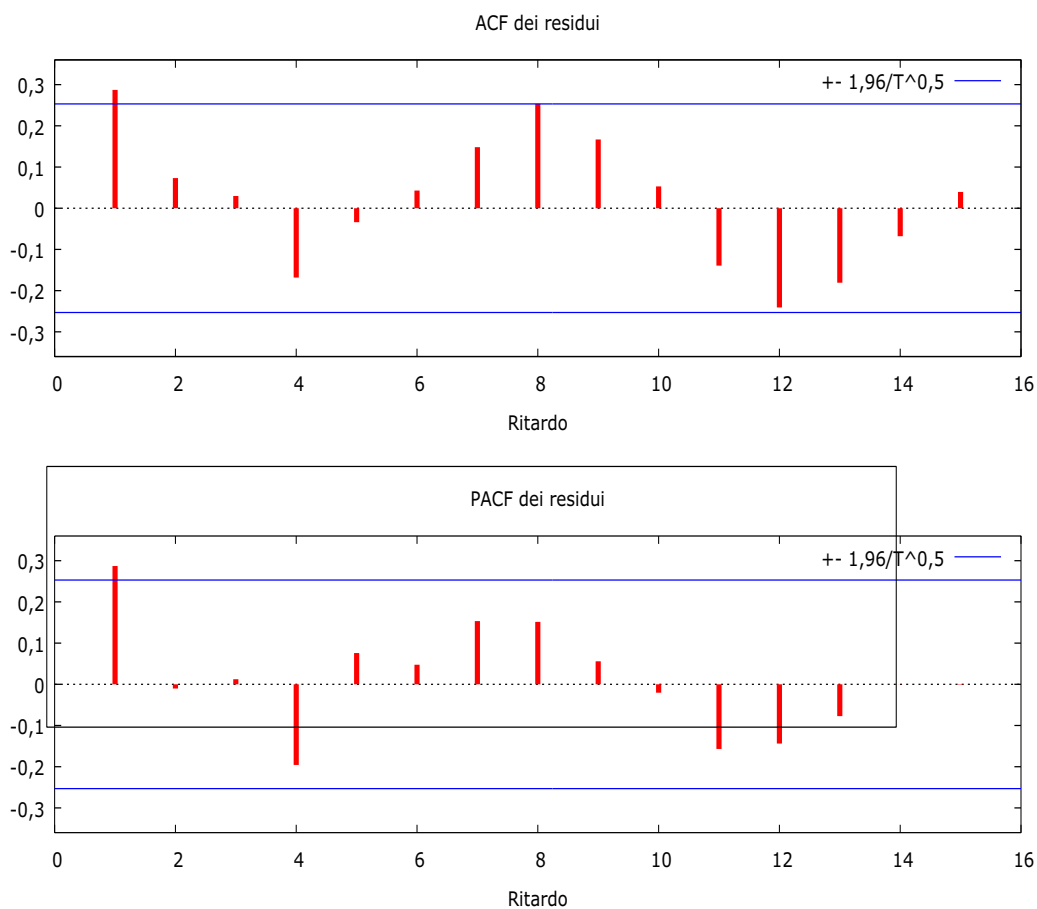


Figura 2.7. Grafico della funzione di autocorrelazione dei residui.

Dal grafico si nota come solo il primo ritardo risulta significativo al 5% mentre l'ottavo sta sulla soglia critica. Possiamo quindi considerarli tra loro incorrelati.

2.3 STIMA CON ALCUNE VARIANTI DEL MODELLO

Considerato i risultati ottenuti sopra, caratterizzati da un R^2 molto basso ho provato ad inserire, tra i regressori, la dipendente ritardata con l'obbiettivo di escludere che il basso R^2 fosse causato dalla correlazione seriale dei residui; Come primo passo ho stimato il seguente modello, in cui ho aggiunto tra i regressori la dipendente ritardata una volta:

$$\pi_t^\omega = \alpha + \delta_1 \pi_{t-1}^\omega + \gamma \bar{\pi}_{t-1}^p + \psi_0 \hat{u}_t + \psi_1 \hat{u}_{t-1} + \zeta$$

Stima del modello per il periodo: 1985:Q1-2008:Q2

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)

Variabile dipendente: wage_infl

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Errore Std.</i> | <i>rapporto t</i> | <i>p-value</i> | |
|-----------------------|---------------------|------------------------|-------------------|----------------|-----|
| const | 5,43402 | 2,0616 | 2,6358 | 0,00990 | *** |
| wage_infl_t_1 | 0,113533 | 0,117739 | 0,9643 | 0,33752 | |
| price_infl_t_1 | -0,155141 | 0,319312 | -0,4859 | 0,62826 | |
| disocc_t | 1,30485 | 1,29612 | 1,0067 | 0,31679 | |
| disocc_t_1 | -1,5613 | 1,33095 | -1,1731 | 0,24390 | |
| Media var. dipendente | 4,041565 | SQM var. dipendente | 2,607691 | | |
| Somma quadr. residui | 604,6972 | E.S. della regressione | 2,606598 | | |
| R-quadro | 0,043813 | R-quadro corretto | 0,000839 | | |
| F(4, 89) | 1,018078 | P-value(F) | 0,402469 | | |
| Log-verosimiglianza | -220,8676 | Criterio di Akaike | 451,7352 | | |
| Criterio di Schwarz | 464,4516 | Hannan-Quinn | 456,8717 | | |
| rho | 0,003497 | Durbin-Watson | 1,948184 | | |

In questo modello tutte le variabili risultano non utili nello spiegare i dati. Di conseguenza anche l' R^2 risulta molto basso, prossimo a zero; in effetti la statistica F mi porterebbe ad accettare l'ipotesi nulla di un modello composto da sola intercetta. Posso quindi affermare che il modello considerato è inadatto a modellare i dati. Riporto di seguito la funzione di autocorrelazione dei residui con il relativo grafico; i residui risultano molto buoni, sono quindi incorrelati.

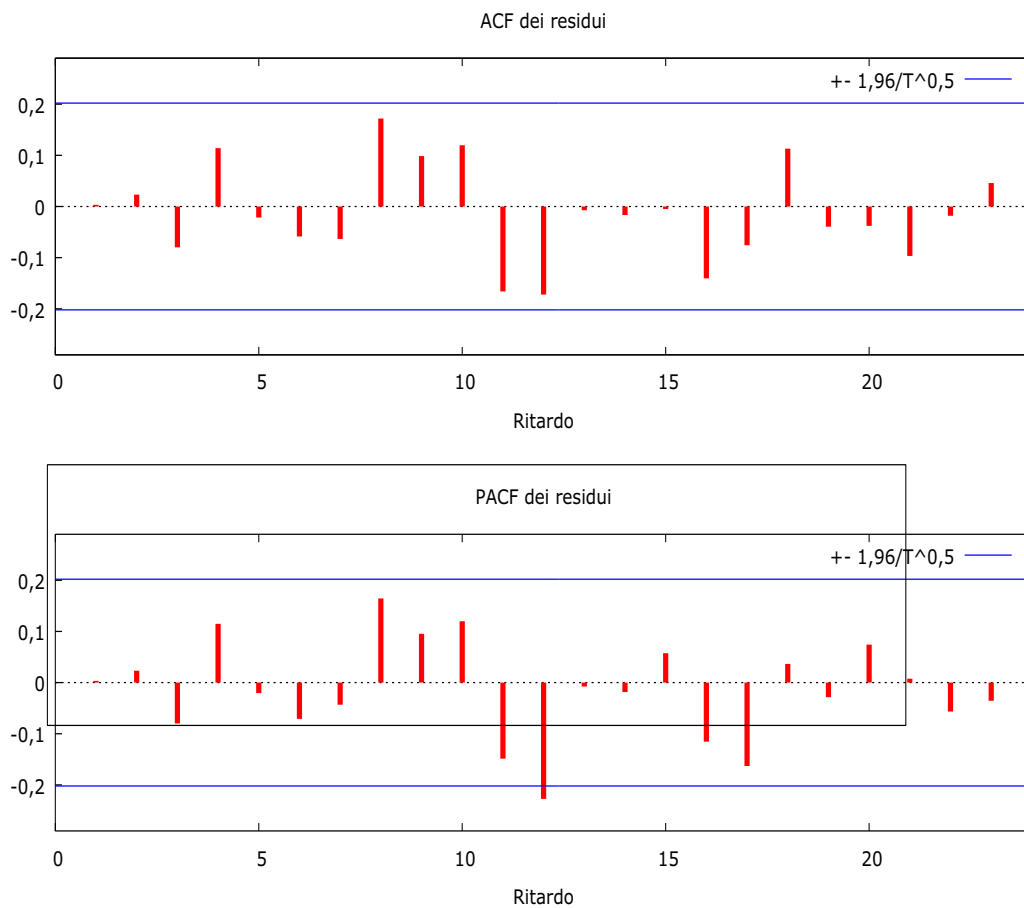


Figura 2.8. Grafico della funzione di autocorrelazione dei residui.

Il grafico evidenzia l'andamento dei residui; al 5% possiamo ritenerli incorrelati tra loro.

Stima del modello per il periodo: 1985:Q1-1999:Q4

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1985:1-1999:4 (T = 60)

Variabile dipendente: wage_infl

Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Errore Std.</i> | <i>rapporto t</i> | <i>p-value</i> | |
|-----------------------|---------------------|------------------------|-------------------|----------------|-----|
| const | 4,4651 | 1,59685 | 2,7962 | 0,00711 | *** |
| wage_infl_t_1 | 0,342514 | 0,143752 | 2,3827 | 0,02067 | ** |
| price_infl_t_1 | -0,0457397 | 0,296453 | -0,1543 | 0,87795 | |
| disocc_t | 1,99276 | 1,53936 | 1,2945 | 0,20089 | |
| disocc_t_1 | -2,25841 | 1,5472 | -1,4597 | 0,15007 | |
| Media var. dipendente | 3,995586 | SQM var. dipendente | 2,243829 | | |
| Somma quadr. residui | 242,1571 | E.S. della regressione | 2,098298 | | |
| R-quadro | 0,184797 | R-quadro corretto | 0,125509 | | |
| F(4, 55) | 3,511803 | P-value(F) | 0,012666 | | |
| Log-verosimiglianza | -126,9936 | Criterio di Akaike | 263,9871 | | |
| Criterio di Schwarz | 274,4589 | Hannan-Quinn | 268,0832 | | |
| rho | -0,027889 | Durbin-Watson | 1,963303 | | |

In questo modello, solo l'inflazione dei salari al tempo (t-1) risulta statisticamente significativa mentre le altre tre esplicative risultano non utili nello spiegare i dati. Valutando la significatività dei coefficienti direi quindi che non è un buon modello.

Anche l' R^2 corretto, che risulta essere 0,125509 è molto basso a conferma di quanto già affermato. Come per il modello considerato sopra, l' analisi dei residui è invece molto buona.

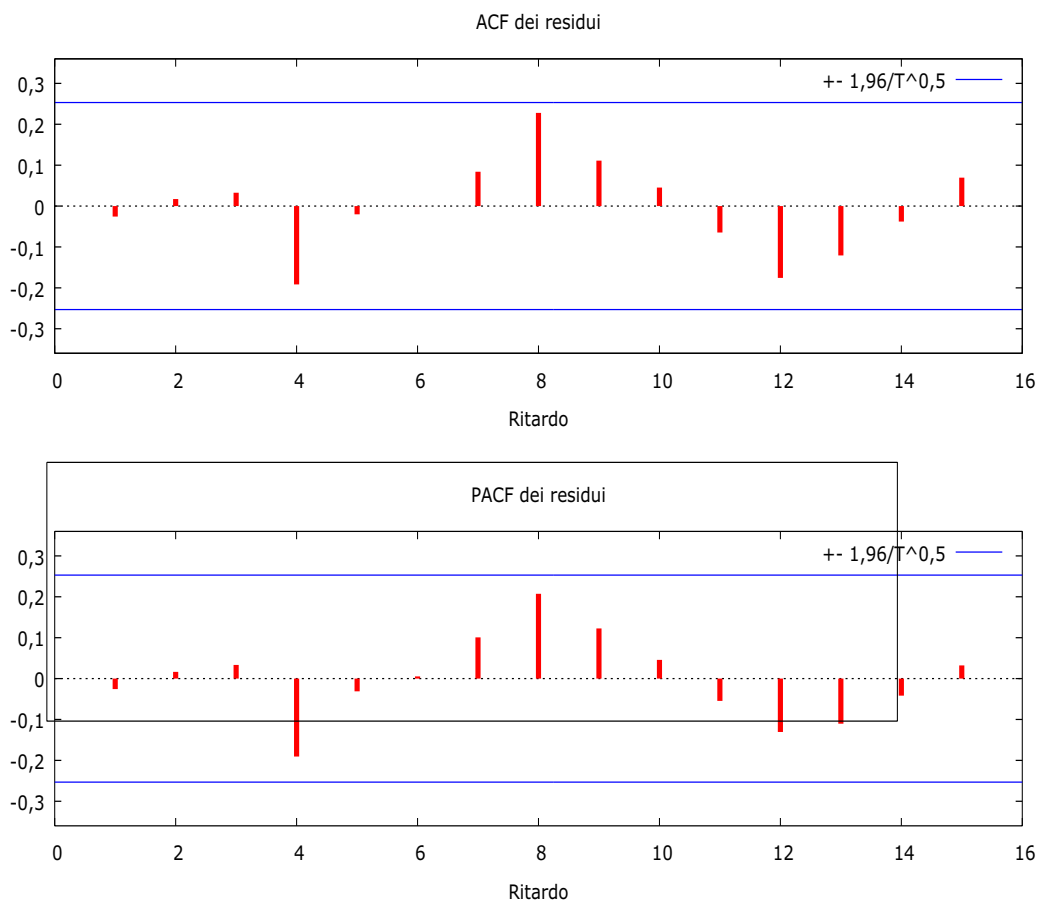


Figura 2.9. Grafico della funzione di autocorrelazione dei residui.

Dal grafico si nota come tutti i residui siano appartenenti all'intervallo di confidenza il che ci porta a ritenerli non statisticamente significativi e quindi tra loro incorrelati

Provo ora a stimare lo stesso modello aggiungendo tra i regressori l' inflazione dei salari ritardata due volte. Stimo quindi il seguente modello:

$$\pi_t^\omega = \alpha + \delta_1 \pi_{t-1}^\omega + \delta_2 \pi_{t-2}^\omega + \gamma \bar{\pi}_{t-1}^p + \psi_0 \hat{u}_t + \psi_1 \hat{u}_{t-1} + \zeta_t.$$

Stima del modello per il periodo 1985Q1-2008Q2.

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)

Variabile dipendente: wage_inf_t

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Errore Std.</i> | <i>rapporto t</i> | <i>p-value</i> | |
|-----------------------|---------------------|------------------------|-------------------|----------------|-----|
| const | 5,33947 | 2,00687 | 2,6606 | 0,00927 | *** |
| wage_inf_t_1 | 0,110967 | 0,122171 | 0,9083 | 0,36621 | |
| wage_inf_t_2 | 0,0244805 | 0,117143 | 0,2090 | 0,83495 | |
| price_inf_t_1 | -0,160581 | 0,324012 | -0,4956 | 0,62141 | |
| disocc_t | 1,23464 | 1,22604 | 1,0070 | 0,31669 | |
| disocc_t_1 | -1,48805 | 1,25998 | -1,1810 | 0,24078 | |
| Media var. dipendente | 4,041565 | SQM var. dipendente | 2,607691 | | |
| Somma quadr. residui | 604,3572 | E.S. della regressione | 2,620629 | | |
| R-quadro | 0,044351 | R-quadro corretto | -0,009947 | | |
| F(5, 88) | 0,872817 | P-value(F) | 0,502786 | | |
| Log-verosimiglianza | -220,8411 | Criterio di Akaike | 453,6823 | | |
| Criterio di Schwarz | 468,9420 | Hannan-Quinn | 459,8461 | | |
| rho | 0,008759 | Durbin-Watson | 1,937802 | | |

Per quanto riguarda la significatività dei parametri, risulta essere molto deludente. Nessuna variabile inserita come regressore è utile al fine dell'analisi. Anche l'R² corretto risulta essere molto basso a conferma di quanto inopportuno sia il modello. L'analisi dei residui invece non presenta alcun problema.

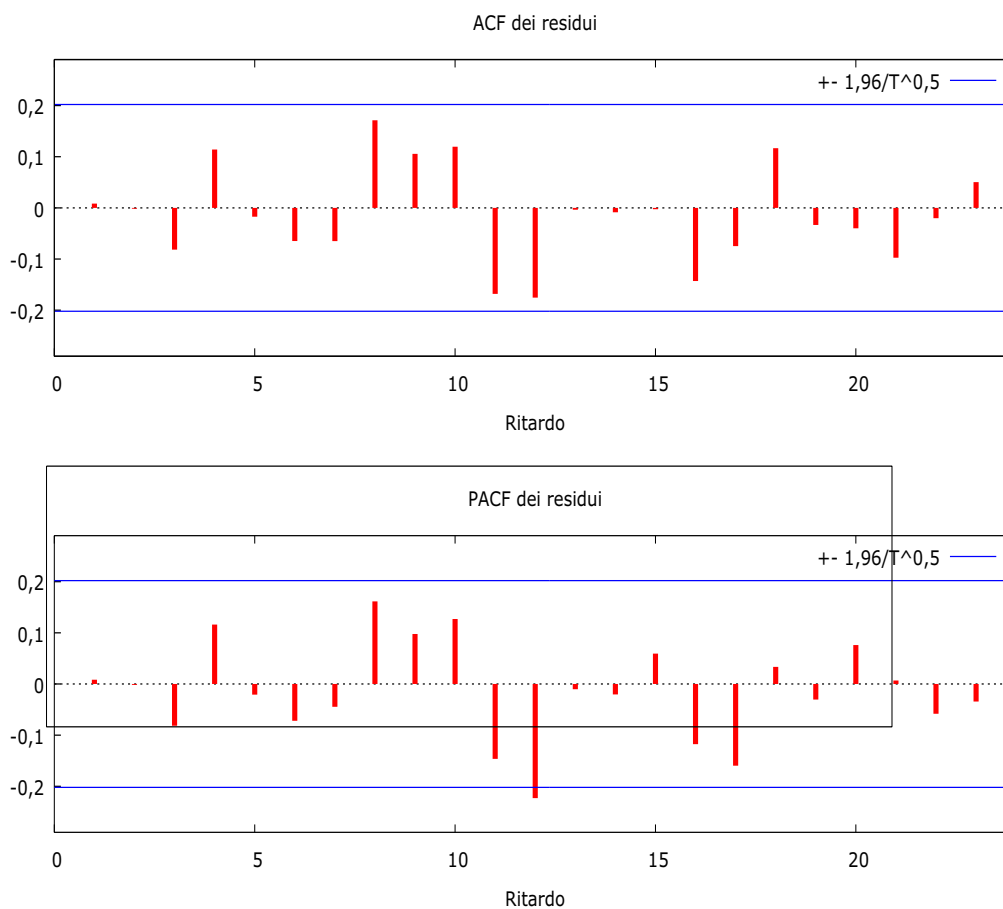


Figura 2.10. Grafico della funzione di autocorrelazione dei residui.

Dal grafico dei residui si nota come, al 5%, siano non significativi; è quindi corretto ritenerli tra loro incorrelati.

Stima del modello per il periodo 1985:Q1-1999:Q4.

Modello 3: OLS, usando le osservazioni 1985:1-1999:4 (T = 60)

Variabile dipendente: wage_inf_t

Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Errore Std.</i> | <i>rapporto t</i> | <i>p-value</i> | |
|---------------|---------------------|--------------------|-------------------|----------------|----|
| const | 4,31141 | 1,68263 | 2,5623 | 0,01322 | ** |
| wage_inf_t_1 | 0,32367 | 0,167256 | 1,9352 | 0,05821 | * |
| wage_inf_t_2 | 0,0629141 | 0,137408 | 0,4579 | 0,64889 | |
| price_inf_t_1 | -0,0399118 | 0,297043 | -0,1344 | 0,89361 | |
| disocc_t | 1,73717 | 1,54046 | 1,1277 | 0,26444 | |
| disocc_t_1 | -2,01096 | 1,57353 | -1,2780 | 0,20672 | |

| | | | |
|-----------------------|-----------|------------------------|----------|
| Media var. dipendente | 3,995586 | SQM var. dipendente | 2,243829 |
| Somma quadr. residui | 241,3428 | E.S. della regressione | 2,114074 |
| R-quadro | 0,187538 | R-quadro corretto | 0,112310 |
| F(5, 54) | 4,727153 | P-value(F) | 0,001183 |
| Log-verosimiglianza | -126,8925 | Criterio di Akaike | 265,7850 |
| Criterio di Schwarz | 278,3511 | Hannan-Quinn | 270,7003 |
| rho | -0,003292 | Durbin-Watson | 1,913517 |

Anche per questo modello nessun regressore risulta statisticamente significativo.

L' R^2 corretto è leggermente migliorato rispetto al modello sopra tuttavia continua ad essere molto basso. Anche questo modello è quindi inadatto nello spiegare i dati presi in esame. Per quanto riguarda l'analisi dei residui invece, risulta essere molto buona. I residui sono di fatto incorrelati tra loro.

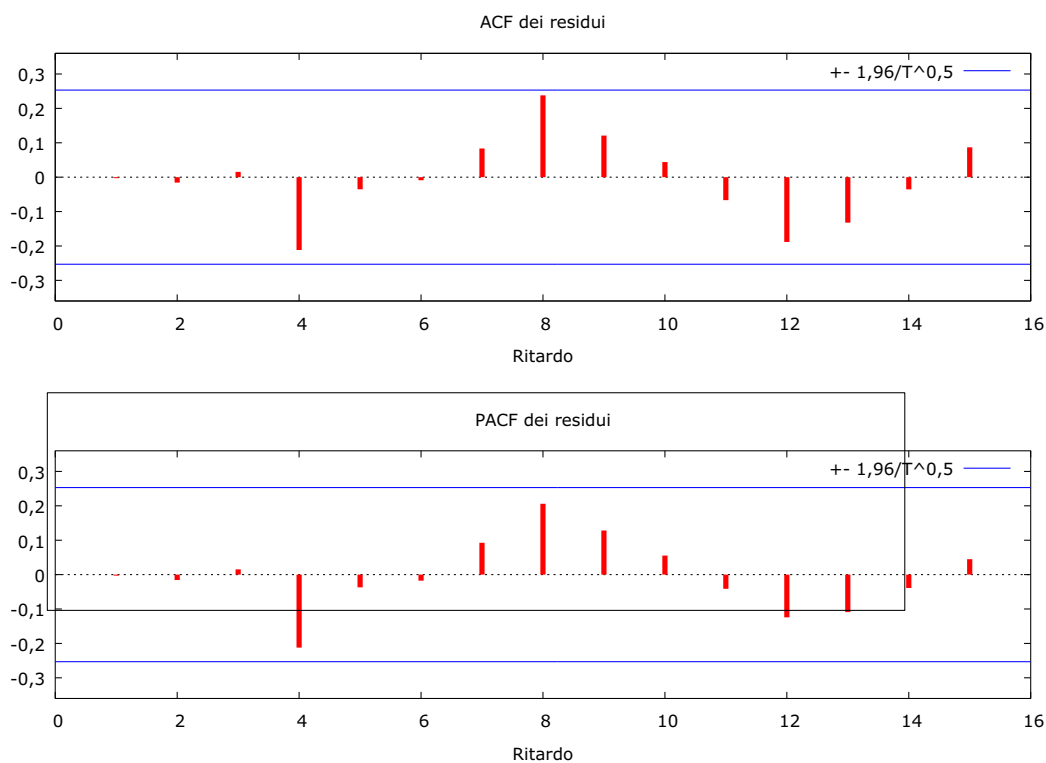


Figura 2.11. Grafico della funzione di autocorrelazione dei residui.

Il grafico evidenzia l'andamento dei residui; sono tutti contenuti nell'intervallo $[-1,96; + 1,96]$ di conseguenza sono tra loro incorrelati.

Capitolo 3

CONCLUSIONI

L'obiettivo di questo lavoro è quello di valutare se, il modello proposto da Jordi Galí che include come regressori l'inflazione dei prezzi, il tasso di disoccupazione ed il suo ritardo è adatto a stimare l'inflazione dei salari negli Stati Uniti nel periodo 1948:Q1- 2010:Q3. Vista l'ampiezza dell'intervallo temporale caratterizzato inoltre da diversi fenomeni macroeconomici, è stato necessario suddividerlo in diversi sotto-campioni al fine di valutare in maniera più precisa l'adattamento del modello ai dati. Non è possibile dare un giudizio generale del modello in quanto il suo adattamento varia a seconda dell'intervallo temporale considerato; è quindi opportuno giudicarlo distintamente a seconda dell'intervallo in cui viene valutato. Sicuramente il miglior risultato è stato ottenuto nell'intervallo 1948:Q2- 1979:Q2 periodo che racchiude la grande inflazione; per questo arco di tempo infatti il modello risulta più che soddisfacente sia per quanto riguarda la significatività dei coefficienti che per l' R^2 . Anche tra il 1948:Q1- 2010:Q3 il modello può essere ritenuto accettabile anche se sicuramente non ottimo; la significatività dei coefficienti è tutto

sommato buona e l' R^2 discreto. Per quanto riguarda il periodo 1985:Q1- 2010:Q3 il modello è del tutto inadatto sia per quanto riguarda la significatività dei coefficienti sia per l'indice di bontà di adattamento del modello; per questo motivo ho scomposto ulteriormente quest'ultimo sotto-campione in due intervalli; nel primo (1985:Q1- 2008:Q2) che esclude la crisi finanziaria, il modello continua ad essere inopportuno. Nel secondo (1985:Q1-1999:Q4) che esclude la crisi finanziaria e registra l' appiattimento della curva di Phillips, il modello presenta qualche miglioramento in termini di significatività dei coefficienti ma non sono tali da ritenerlo soddisfacente. Alla luce di questi risultati ho proposto delle varianti del modello in cui ho incluso tra i regressori inizialmente l'inflazione dei salari ritardata di un lag temporale per poi aggiungere quella ritardata due volte. Ho ristimato queste due varianti per gli intervalli 1985:Q1-2008:Q2 e 1985:Q1- 1999:Q4 per accertarmi che il basso R^2 non fosse causato dall'eventuale correlazione seriale dei residui non catturata dal modello. Dai risultati posso quindi ritenere che, pur avendo inserito tra i regressori i ritardi della dipendente i risultati non sono per niente migliorati. Per concludere, il modello proposto da Jordi Galí e da me analizzato risulta molto buono per l'intervallo 1948:Q2- 1979:Q2, accettabile per 1948:Q1- 2010:Q3 e del inadatto per gli altri; la risposta alla domanda di partenza varia quindi a seconda del periodo che si sta analizzando. Dal punto di vista economico i miei risultati supportano la curva di Phillips nella versione proposta da Jordi Galí (2011) solo per il sotto-campione pre 1979. Ciò significa che, pur avendo un modello teorico

di riferimento, occorre lavorare ancora al fine di comprendere appieno l'evoluzione salariale statunitense dal punto di vista strutturale.

BIBLIOGRAFIA

[1] A. Cotirell, Manuale di Gretl, Gnu Regression, Econometrics and Time-Series Library -G.Mankiw (2004), Macroeconomia.

[2] B. Hofmann, G. Peersman, R. Straub (November 2010). Time Variations In U.S. Wage Dynamics.

[3] G.Mankiw (2004), Macroeconomia.

[4]. J. Gali, (2011). The Return of the Wage Phillips Curve. CREI: Universitat Pompeu Fabra, and Barcelona GSE, February.

[5] L. Santamaria (2000), Analisi Statistiche Delle Serie Storiche Economiche.

[6] O. Blanchard, L. Katz (1999): "Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence," American Economic Review, Vol. 89, No.2, pp 69-74.

[7] T.Di Fonzo, F.Lisi (2005), Serie Storiche Economiche. Analisi Statistiche e Applicazioni.

RINGRAZIAMENTI

Ritengo che sia ora di dedicare qualche riga ai ringraziamenti; prima di tutto mi sento in dovere di ringraziare particolarmente la mia famiglia per avermi dato la possibilità di fare questa esperienza ma ancor di più per avermi sempre sostenuta ed incoraggiata.

Un'altra persona a cui credo di dovere dire grazie per la gentilezza e la grande disponibilità con cui mi ha seguita per la stesura di questo lavoro è il Professore Efrem Castelnuovo.

Infine, un grazie a tutti gli amici ed alle persone che in varie forme hanno contribuito affinché arrivassi a questo risultato; un ultimo pensiero va alla nonna che mi ha sempre ribadito l'importanza dell'esperienza che stavo vivendo ed uno a Maria, per il fatto che il solo pensarla già mi fa sorridere.

Dimenticavo, un grazie a Lisa per la super bici che molto elegantemente mi ha procurato!