

**UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA**  
**FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE**



*Corso di laurea triennale in*  
*Statistica e Gestione delle Imprese*  
**Tesi di laurea**

**“INFLAZIONE SALARIALE E DISOCCUPAZIONE:  
UNA VERIFICA EMPIRICA PER GLI USA”**

*“Wage inflation and unemployment:  
An empirical investigation for the U.S.”*

**Relatore: Prof. Efrem Castelnuovo**

**Laureanda: Alice Fanciulli**

Matricola: 598099-SGI

**Anno Accademico 2010/2011**

A tutti coloro che mi hanno sostenuto  
in questa esperienza universitaria...

## Indice

Introduzione.....	5
Modello stimato da Jordi Galí.....	11
Analisi dei dati.....	15
1. Primo modello .....	19
1.1 Primo sottocampione.....	23
1.2 Secondo sottocampione .....	25
2. Secondo modello.....	28
2.1 Primo sottocampione.....	31
2.2 Secondo sottocampione .....	32
3. Terzo modello.....	33
3.1 Primo sottocampione.....	35
3.2 Secondo sottocampione .....	36
Conclusioni.....	37
Bibliografia e sitografia .....	39



## INTRODUZIONE

Quale relazione c'è tra inflazione salariale e disoccupazione?

È da questa domanda che parte la mia analisi con la lettura di un articolo di Jordi Galí intitolato "The Return of the Wage Phillips Curve". Galí è un macroeconomista spagnolo considerato una delle figure principali della macroeconomia neo-keynesiana e per capire a fondo il suo studio dobbiamo fare un passo indietro cercando di comprendere su cosa si sono basati i suoi studi e quali sono i principi che stanno alla base della scuola di pensiero economia neo-keynesiana. Il modello stimato da Jordi Galí si basa sullo studio approfondito della Curva di Phillips (1958), la quale - com'è noto - prevede una relazione inversa tra inflazione salariale e tasso di disoccupazione<sup>1</sup> implicando che i salari e i prezzi si adeguino lentamente alle variazioni della domanda aggregata. Affinché i salari crescano, la disoccupazione deve diminuire. Solo in seguito ad un aumento del livello di occupazione, i salari cominciano ad aumentare, poi anche i prezzi saliranno e alla fine il sistema economico tornerà al livello di produzione di pieno impiego e al tasso naturale di disoccupazione<sup>2</sup>; esiste quindi un *trade-off*<sup>3</sup> tra inflazione e disoccupazione, il quale implica una riduzione del tasso di crescita dei salari nominali all'aumentare del tasso di disoccupazione e, dunque, una riduzione dell'inflazione.

Infatti, Phillips sosteneva che per bassi livelli di disoccupazione si ha un eccesso di domanda di lavoro (le imprese entrano in concorrenza ed offrono salari più elevati) mentre per alti livelli di disoccupazione si ha un eccesso di

---

<sup>1</sup> Olivier Blanchard, *Scoprire la macroeconomia*. Bologna, Il Mulino, 2006.

<sup>2</sup> Tasso di disoccupazione "normale" attorno al quale fluttua il tasso di disoccupazione effettivo. Più precisamente, tasso di disoccupazione al quale l'inflazione non subisce variazioni.

<sup>3</sup> Situazione che implica una scelta tra due o più alternative, in cui la perdita di valore di una costituisce un aumento di valore in un'altra. Il termine è espresso talvolta come costo opportunità, riferendosi a più alternative alle quali si è preferito rinunciare a vantaggio di un'altra scelta.

offerta di lavoro (la concorrenza tra lavoratori tiene basso il salario). Se nel mercato del lavoro esiste un eccesso di offerta (domanda) di lavoro, ci si può chiedere perché una diminuzione (aumento) del salario non sia sufficiente a riportare, con rapidità, il mercato in equilibrio. La risposta, d'impostazione keynesiana, si basa sulla vischiosità dei prezzi e dei salari dovuta alla difesa dei salari relativi da parte dei lavoratori. In presenza di una caduta della domanda aggregata e di insufficienti informazioni su quanto accade nell'economia, l'interesse dei lavoratori per i salari relativi non permette una diminuzione del salario tale da mantenere in equilibrio il mercato e comporta, di conseguenza, una relazione negativa fra tasso di disoccupazione e crescita salariale<sup>4</sup>.

L'idea della vischiosità dei prezzi e dei salari sta alla base del pensiero neo-keynesiano - del quale Galí è accanito sostenitore - e spiega come essi non si adeguino istantaneamente alle variazioni delle condizioni economiche. La vischiosità dei prezzi e dei salari, e le altre variabili del mercato presenti nei modelli neo-keynesiani, implica che l'economia possa fallire dall'ottenere la massima occupazione. Per cui, i neo-keynesiani sostengono che la stabilizzazione macroeconomica con intervento dei governi centrali (usando la politica fiscale) o delle banche centrali (usando la politica monetaria) può portare ad un risultato più efficace di una politica macroeconomica del *laissez faire*<sup>5</sup>.

Il modello neo-keynesiano incorpora alcuni degli ingredienti della teoria *Real Business Cycle* (ad esempio ottimizzazione dinamica, equilibrio generale) con altri che hanno un "sapore" keynesiano (ad esempio concorrenza monopolistica, rigidità nominali).

Molti importanti principi del modello neo-keynesiano sono imperniati sulle specifiche del suo sistema di fissazione dei salari, come il grado di rigidità

---

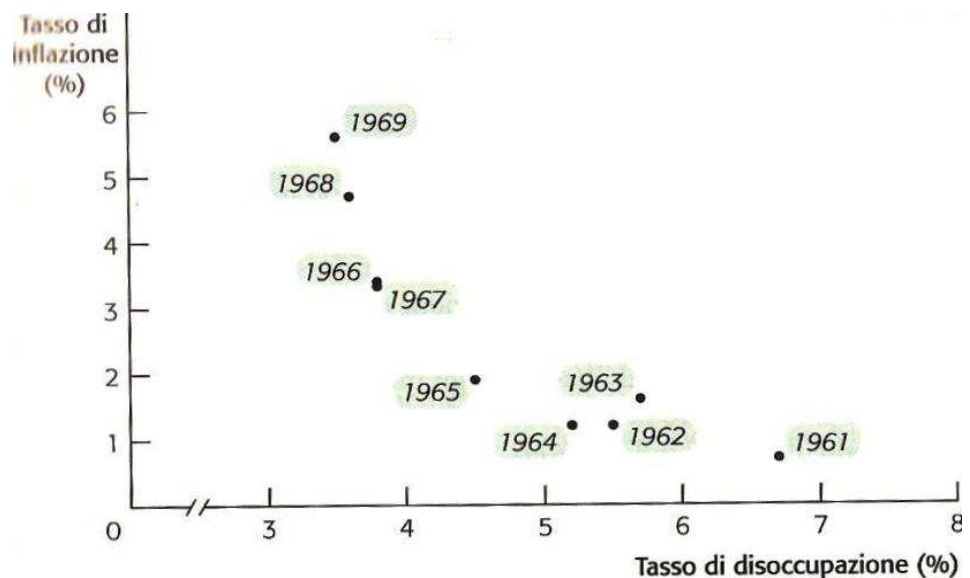
<sup>4</sup> "Trade-off fra inflazione e disoccupazione" di Serpico Stella, Rizzo Alessandra, Peri Alessandro, Lupo Tatiana.

<sup>5</sup> Bruno Jossa, *Macroeconomia*, Padova, Cedam, 2000.

dei salari nominali, che svolgono un ruolo importante nel determinare la risposta dell'economia agli shock monetari.

In generale, un basso tasso di disoccupazione è proprio di un sistema economico in cui c'è scarsità di lavoro e di altre risorse, una situazione associata a prezzi crescenti. Ma se la disoccupazione è elevata, l'economia opera ben al di sotto della sua capacità produttiva: se c'è eccedenza di lavoro e di altre risorse, i prezzi diminuiscono.

Le prime stime della curva di Phillips di breve periodo degli Stati Uniti erano molto semplici: mostravano una relazione tra il tasso di disoccupazione e l'inflazione, senza tener conto di altre variabili. Negli anni Sessanta questo semplice approccio fu considerato, per un certo periodo, adeguato. Il grafico sotto riportato mostra i tassi medi annuali d'inflazione e disoccupazione per gli anni 1961-1969.



I punti del grafico sembrano collocarsi lungo una semplice curva di Phillips di breve periodo, evidenziando una relazione non lineare. Questo

concetto sarà ripreso e analizzato successivamente insieme alla stima dei modelli.

Ogni punto di questo diagramma rappresenta la combinazione di disoccupazione e inflazione rilevata in ciascuno degli anni, dal 1961 al 1969. Nel corso del decennio sembra esserci una relazione inversa molto evidente tra disoccupazione e inflazione.

Anche a quel tempo, alcuni economisti sostenevano che una stima più accurata della curva di Phillips di breve periodo avrebbe dovuto tener conto di altri fattori. Ad esempio gli shock dell'offerta provocano uno spostamento della curva: l'impennata dei prezzi del petrolio fu un importante fattore dell'inflazione negli anni Settanta e ha contribuito ad un'accelerazione dell'inflazione verificatasi nel 2004. Ma gli shock dell'offerta non sono gli unici fattori che possono modificare il tasso d'inflazione. Nei primi anni Sessanta i cittadini statunitensi non avevano molta familiarità con l'inflazione i cui tassi erano rimasti bassi per decenni. Ma alla fine degli anni di quel decennio, dopo un periodo caratterizzato da una prolungata accelerazione dell'inflazione, cominciarono a formarsi delle aspettative su quella futura. Nel 1968 due economisti, (Milton Friedman dell'Università di Chicago e Edmund Phelps della Columbia University) avanzarono l'ipotesi che le aspettative sull'inflazione futura influenzano il tasso d'inflazione corrente.

Oggi la maggioranza degli economisti accetta il fatto che il tasso d'inflazione atteso<sup>6</sup> sia, oltre al tasso di disoccupazione, la determinante più importante dell'inflazione. Una delle più importanti scoperte della macroeconomia è che il tasso d'inflazione atteso influenza la relazione tra disoccupazione e inflazione nel breve periodo.

---

<sup>6</sup> Tasso di inflazione che lavoratori e imprese prevedono si realizzerà nell'immediato futuro.

Chiediamoci, invece, perché l'inflazione attesa influenza la curva di Phillips di breve periodo? La risposta sta, in parte, nella vischiosità dei salari, cui si è fatto cenno precedentemente.

Molti studiosi hanno criticato il modello di Phillips, sostenendo che la curva da lui stimata ha spiegato bene l'andamento della disoccupazione e dell'inflazione negli USA e nel Regno Unito sino agli anni Sessanta mentre dal 1970 in poi non sembra emergere alcuna relazione significativa tra i due indici.

Attraverso numerose analisi si è arrivati alla conclusione che la curva originaria risulta valida solo nel breve periodo poiché tiene conto dell'inflazione attesa. In molte occasioni gli storici e gli economisti hanno assistito a dei casi in cui sia il tasso di disoccupazione che quello d'inflazione sono stati alti contemporaneamente. Questa combinazione di eventi ha indotto a riconsiderare con scetticismo la curva di Phillips.

Tuttavia, questo modello non è stabile come si pensava negli anni Cinquanta ma tende a traslare in avanti e indietro sulla base delle variazioni delle aspettative d'inflazione. Nel lungo periodo invece, non sussiste alcun legame tra disoccupazione e inflazione.

Per gran parte degli anni Settanta e degli anni Ottanta l'economia degli Stati Uniti è stata caratterizzata da una combinazione di tasso di disoccupazione superiore alla media e tasso d'inflazione a livelli senza precedenti nella storia moderna del paese. Questa condizione è divenuta nota come "stagflazione", cioè una stagnazione accompagnata da inflazione. Alla fine degli anni Novanta, invece, l'economia ha vissuto una congiuntura molto favorevole di bassa disoccupazione e bassa inflazione<sup>7</sup>.

Il documento da me analizzato ha l'obiettivo di dimostrare la capacità del modello neo-keynesiano di rappresentare i modelli d'inflazione salariale osservati negli Stati Uniti. Per farlo, Galí ha riformulato la versione standard dell'equazione dei salari del modello neo-keynesiano in termini del tasso di

---

<sup>7</sup> Paul Krugman e Robin Wells, *Macroeconomia*, Bologna, 2006.

disoccupazione denominandola “la curva neo-keynesiana dei salari di Phillips” questo perché tale relazione, sotto certe ipotesi, prende la stessa forma dell’equazione originale di Phillips (1958).

Nella seconda parte del lavoro egli mostra come la curva di Phillips dei salari neo-keynesiana rappresenti abbastanza bene il comportamento dell’inflazione dei salari nell’economia statunitense, anche sotto la forte ipotesi di un tasso costante di disoccupazione naturale. In particolare, il modello può spiegare la forte correlazione negativa tra inflazione salariale e tasso di disoccupazione osservata fin dalla metà degli anni Ottanta. D'altra parte, la mancanza di una correlazione significativa fra le stesse variabili nel dopoguerra può essere spiegata come una conseguenza delle grandi fluttuazioni dell’inflazione dei prezzi intorno al 1970<sup>8</sup>.

L’articolo redatto dal macroeconomista è strutturato in questo modo:

- La sezione 1 è un’introduzione del modello da lui stimato e le numerose considerazioni a proposito;
- La sezione 2 descrive il modello base della fissazione dei “salari nominali vischiosi”;
- La sezione 3 introduce la misura della disoccupazione nel modello e riformula l’equazione dell’inflazione salariale in termini di quella variabile;
- La sezione 4 fornisce una valutazione empirica della relazione implicita del modello tra inflazione dei salari e disoccupazione utilizzando i dati degli Stati Uniti del dopoguerra;
- La sezione 5 conclude.

---

<sup>8</sup> Dall’articolo di Gafi (2011).

## MODELLO STIMATO DA JORDI GALÍ

In quest'analisi mi soffermerò in modo particolare sulla sezione 4 dell'articolo di Galí nella quale si fornisce una valutazione empirica della "New Keynesian Wage Phillips Curve" (NKWPC). In particolare, l'autore intende valutare fino a che punto una versione del NKWPC con un tasso costante naturale può spiegare il comportamento congiunto della disoccupazione e inflazione salariale nell'economia degli Stati Uniti. Utilizzando mezzi statistici e grafici semplici, evidenzia inizialmente la correlazione negativa tra inflazione dei salari e disoccupazione e, in secondo luogo, confronta il comportamento osservato dell'inflazione dei salari con quella prevista da una versione del modello condizionato dal tasso di disoccupazione.

L'analisi empirica si basa su dati trimestrali del dopoguerra degli Stati Uniti provenienti dal database Haver che aggiorna continuamente i dati economici e finanziari degli Stati Uniti e gestisce i dati storici delle serie temporali per la strategia di macro e di ricerca<sup>9</sup>. Galí usa il tasso di disoccupazione come misura di disoccupazione e le misure d'inflazione dei prezzi sono realizzate mediante l'impiego dell'indice dei prezzi al consumo. Per costruire le misure d'inflazione dei salari ci sono due principali fonti alternative:

- i dati sui "guadagni di produzioni e lavoratori" dall'Establishment Survey<sup>10</sup> (a partire dal primo quadrimestre 1964);
- i dati salariali dalla pubblicazione "Produttività e costi" del Bureau of Labor Statistics<sup>11</sup> (disponibile dal primo quadrimestre 1948 in poi).

---

<sup>9</sup> [www.haver.com](http://www.haver.com)

<sup>10</sup> Noto come "Indagini Statistiche sull'occupazione attuale" (CES) si basa su un sondaggio che riguarda circa 140.000 aziende ed enti pubblici che rappresentano circa 410.000 posti di lavoro negli Stati Uniti.

Agenzia governativa che raccoglie, elabora, analizza e diffonde i dati statistici fondamentali per l'utenza americana, altre agenzie federali, statali e locali, imprese e rappresentanti dei lavoratori. La BLS serve anche come una risorsa per la statistica del Dipartimento del Lavoro.

Utilizzando i dati a partire dal primo trimestre 1948 Gafi stima il seguente modello, riportando le stime della forma ridotta dell'equazione dei salari:

$$u_t = \frac{0.22^{**}}{(0.08)} + \frac{1.66^{**}}{(0.08)} u_{t-1} - \frac{0.70^{**}}{(0.08)} u_{t-2} + \varepsilon_t$$

dove ogni ulteriore ritardo rispetto del tasso di disoccupazione viene considerato non significativo.

Per l'analisi empirica egli aumenta l'equazione con un termine di errore che riflette il verosimile errore di misurazione nei dati d'inflazione dei salari e che ritiene sia indipendente dalla disoccupazione e da tutti i ritardi. L'equazione stimata è la 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  $\zeta(t)$  ha media zero<sup>12</sup>, con termine di errore autocorrelato. Si noti che, sotto le assunzioni sopra effettuate, l'equazione d'inflazione dei salari dovrebbe avere un coefficiente che è negativo sull'attuale tasso di disoccupazione, e uno positivo sul suo ritardo, in aggiunta a un coefficiente positivo sull'inflazione ritardata dei prezzi in presenza d'indicizzazione.

La tabella a pagina 14 ci fornisce le stime OLS dell'equazione dell'inflazione dei salari dove gli errori standard robusti sono riportati tra parentesi. In base al criterio dei minimi quadrati (OLS)<sup>13</sup> la stima dei parametri

---

<sup>12</sup>  $E[\zeta(t)] = 0$ , per ogni t.

<sup>13</sup> Tecnica di ottimizzazione che permette di trovare una funzione che si avvicini il più possibile ad un'interpolazione di un insieme di dati. In particolare la funzione trovata deve

di un modello viene scelta in modo da minimizzare la somma dei quadrati dei residui campionari. Le prime tre colonne riportano le stime includendo l'attuale valore del tasso di disoccupazione, aumentate nel caso della colonna (2) con i ritardati dell'inflazione dei prezzi trimestre per trimestre e della colonna (3) con i ritardi dell'inflazione dei prezzi anno per anno, con quest'ultima espressa trimestralmente per agevolare il confronto tra i coefficienti.

Si noti che quando l'inflazione dei prezzi è non controllata, il coefficiente di disoccupazione è molto vicino a zero e non significativo. Quando l'inflazione ritardata è aggiunta come regressore il suo coefficiente è altamente significativo, mentre il coefficiente di disoccupazione aumenta in valore assoluto e diventa significativo (anche se solo al livello del 10 %) quando l'inflazione trimestre per trimestre è utilizzato come regressore.

Le colonne (5) e (6) comprendono il tasso di disoccupazione ritardato e sono quindi coerenti con le specificazioni previste dal modello. In entrambi i casi i coefficienti del tasso di disoccupazione hanno il segno predetto dalla teoria, benché esse siano significative solo quando l'inflazione dei prezzi annuale è impiegata come variabile d'indicizzazione.

---

essere quella che minimizza la somma dei quadrati delle distanze tra i dati osservati ed i valori teorici.

**Tabella 1. Stime equazione dell'inflazione salariale**

**Table 1. Estimated Wage Inflation Equations: Earnings-based**

	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)	(7)	(8)
$u_t$	-0.001 (0.019)	-0.030* (0.017)	-0.079** (0.015)	-0.177 (0.114)	-0.377** (0.083)	-0.334** (0.095)	-0.552** (0.076)
$u_{t-1}$				0.153 (0.112)	0.304** (0.078)	0.294** (0.095)	0.453** (0.073)
$\pi_{t-1}$		0.415** (0.043)		0.427** (0.052)		0.503** (0.036)	
$\pi_{t-1}^{(4)}$			0.565** (0.038)		0.611** (0.041)		0.687** (0.038)
<i>p-value</i>				0.71	0.52	0.67	0.06
$\theta_w (\varphi = 1)$				0.788** (0.083)	0.629** (0.059)	0.755** (0.061)	0.607** (0.063)
$\theta_w (\varphi = 5)$				0.896** (0.044)	0.805** (0.036)	0.879** (0.033)	0.792** (0.039)

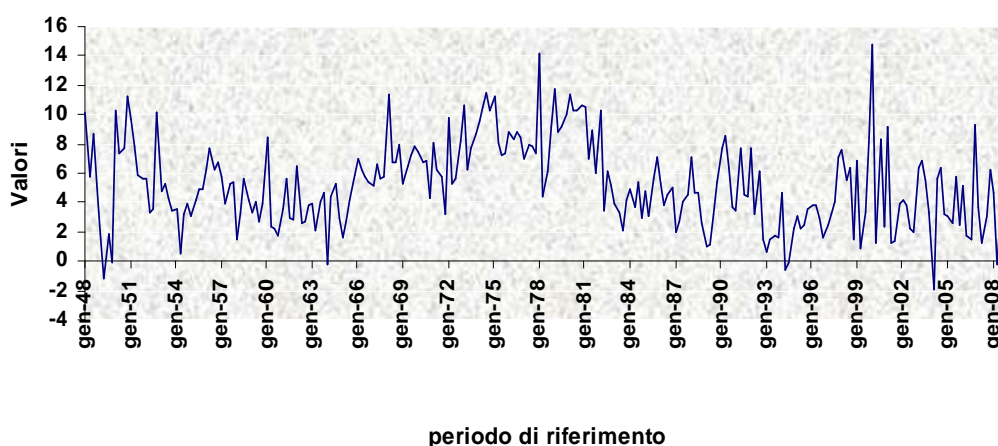
## ANALISI DEI DATI

Dopo le numerose considerazioni teoriche fatte precedentemente ora ci concentreremo sull'analisi e sullo studio del modello prima presentato come "Curva di Phillips". I dati presi in considerazione si riferiscono a serie trimestrali degli Stati Uniti e a misurazioni che vanno dal primo trimestre 1948 al quarto trimestre 2008. Un elemento importante da sottolineare è che essendo dati trimestrali vengono fatte quattro misurazioni l'anno permettendo di ottenere così una maggiore numerosità campionaria e una maggior precisione nelle misurazioni.

A questo punto si è cercato di ristimare un modello che potesse essere "simile" a quello proposto da Jordi Galí nell'articolo sopra citato. Le serie analizzate sono le seguenti:

- "Inflazione salariale" utilizzata come variabile dipendente. Come si può vedere nel grafico che segue vi sono dei forti dislivelli in particolare prima del 1984. Ciò mi porterà, successivamente, a stimare un modello in due sottocampioni.

**Figura 1. Inflazione salariale 1949-2008**



- “Inflazione dei prezzi”, variabile esplicativa, analizzata anche con l’utilizzo della media mobile 3 per ottenere una linea smussata che rende più semplice la visione del trend. Ma come si potrà vedere successivamente la media mobile non ha dato un grandissimo contributo.

- “Tasso di disoccupazione”, utilizzato come regressore, viene proposto nei vari modelli al tempo  $t$  e con tutti i ritardi necessari per rendere significativo il modello.

- “Spread finanziario” rappresenta il margine di guadagno degli istituti di credito sui finanziamenti erogati che può essere relativo ad attività di imprese rischiose (BAA) e di imprese non rischiose (AAA), sicuramente più basso delle precedenti.

Nell’analisi fatta ho aggiunto un disturbo stocastico  $\varepsilon_t$ , che va inteso come parte del processo generatore di dati. Per essere tale devono essere soddisfatte tre condizioni:

1. I residui ( $\varepsilon_t$ ) devono avere valore atteso uguale a zero,  $E(\varepsilon_t)=0$ .
2. la varianza deve essere costante e positiva,  $\text{var}(\varepsilon_t)=\sigma^2_t$
3. Il disturbo è assunto normale e indipendentemente distribuito.

Per stimare i modelli ho utilizzato il software statistico R, e il mio scopo è stato quello di “riadattarli”, analizzando attentamente la dispersione dei dati, la correlazione, i residui e le violazioni delle ipotesi di omoschedasticità.

Prima di proporre i tre modelli vorrei verificare se esiste davvero una relazione non lineare nel modello, in quanto dal grafico riportato a pagina 7 sembra emergere. Quello che sto presupponendo è una relazione quadratica.

Il periodo preso in considerazione è quello del grafico, ovvero dal 1961 al 1969, e i risultati trovati sono i seguenti:

Modello:

$$\pi_t^w = \alpha + \gamma \bar{\pi}_{t-1}^p + \psi_0 \hat{u}_t + \psi_1 \hat{u}_{t-1} + \beta_1 \hat{u}_t^2 + \beta_2 \hat{u}_{t-1}^2 + \zeta_t$$

L'output ottenuto risulta essere:

Call:

lm(formula = Wage ~ pricen + unempl + Unempln + Unemplq + Unemplnq)

Residuals:

```

Min 1Q Median 3Q Max
-3.6802 -0.8339 -0.1606 0.8574 4.1438

```

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	27.0693	13.0634	2.072	0.0459 *
pricen	0.1634	0.6370	0.256	0.7991
unempl	23.7702	8.0354	-2.958	0.0056 **
unempln	15.0842	8.8832	1.698	0.0986
unemplq	1.8572	0.6946	2.674	0.0114 *
unemplnq	-1.0785	0.7486	-1.441	0.1588

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.596 on 34 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.5708, Adjusted R-squared: 0.5076

F-statistic: 9.042 on 5 and 34 DF, p-value: 1.533e-05

Come possiamo vedere la variabile "Unemplq", ovvero il tasso di disoccupazione al tempo  $t$  al quadrato, risulta essere significativa, portandomi

alla conclusione che ci sia davvero una relazione non lineare nel modello, di tipo quadratico.

Poi ho voluto verificare se questa relazione perdurava considerando il campione intero, dal 1948 al 2008, e come possiamo notare dall'output sottostante le variabili "Unemplq" e "Unemplnq" non sono significative quindi non vi è nessuna relazione non lineare.

Call:

```
lm(formula = Wage ~ pricen + unempl + Unempln + Unemplq + Unemplnq)
```

Residuals:

```
  Min   1Q Median   3Q   Max
-6.3363 -1.5617 0.0107 1.2816 10.5045
```

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	3.17097	1.74550	1.817	0.070533
pricen	0.78566	0.07208	10.900	< 2e-16 ***
unempl	-1.65664	0.43538	-3.805	0.000181 ***
unempln	1.79575	0.73641	2.439	0.015484 *
unemplq	0.00904	0.01280	0.706	0.480832
unemplnq	-0.05126	0.04963	-1.033	0.302726

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.384 on 237 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3445, Adjusted R-squared: 0.3306

F-statistic: 24.91 on 5 and 237 DF, p-value: < 2.2e-16

## 1. Primo modello

**Periodo di riferimento:** dal primo trimestre 1948 al quarto trimestre 2008.

IL primo modello da me stimato è il seguente:

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

Dove l'output ottenuto risulta essere:

Call:

lm(formula = wage ~ pricen + unempl + unempln)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-6.2483486	-1.5687271	0.0004329	1.1594432	10.4208879

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	4.65609	0.60321	7.719	3.19e-13 ***
pricen	0.77905	0.07035	11.074	< 2e-16 ***
unempl	-1.53279	0.40850	-3.752	0.00022 ***
unempln	1.15873	0.40119	2.888	0.00423 **

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.38 on 239 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.341, Adjusted R-squared: 0.3327

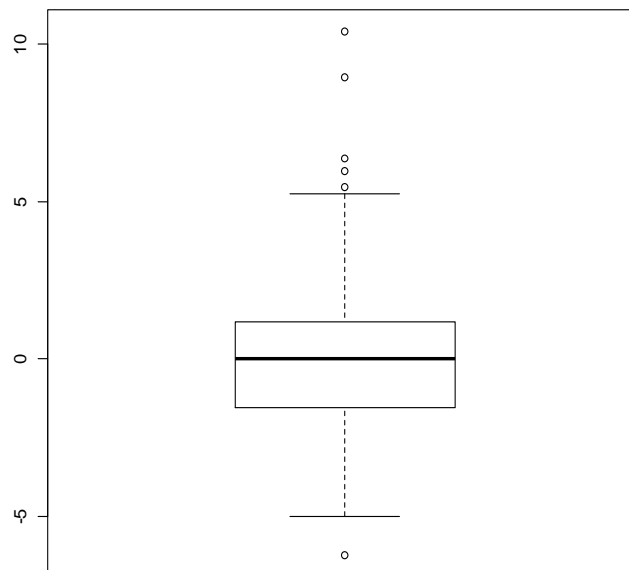
F--statistic: 41.22 on 3 and 239 DF, p-value: < 2.2e-16

Le variabili utilizzate sono:

- L'inflazione salariale come variabile dipendente al tempo  $t$ .
- L'inflazione dei prezzi al ritardo  $t-1$  e il tasso di disoccupazione sia al tempo  $t$  che  $t-1$ , come variabili esplicative.

Il modello ottenuto presenta una marcata significatività di tutte le variabili prese in considerazione anche ad un livello dello 0,1 %. Per quanto riguarda la variabile “pricen” è stata utilizzata una media mobile 3 per cercare di smussare la serie.

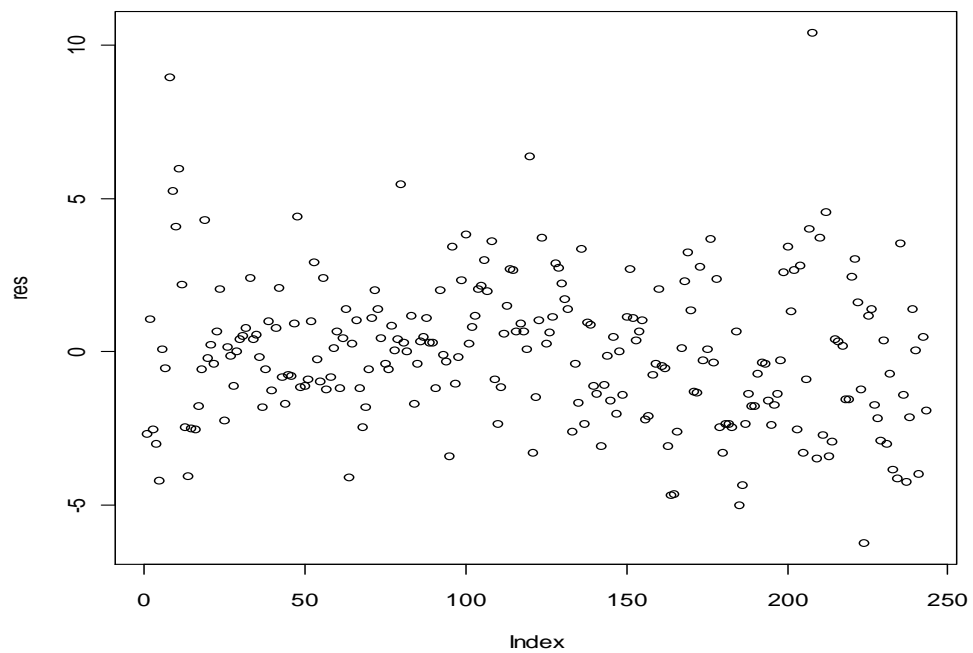
Il risultato ottenuto è coerente con quello proposto da Gafi, il quale sosteneva che l’equazione di inflazione dei salari dovrebbe avere un coefficiente che è negativo sull’attuale tasso di disoccupazione e uno positivo sul suo ritardo, in aggiunta a un coefficiente positivo sull’inflazione ritardata dei prezzi.



Analizzando attentamente l' $R^2$ , indice che va da 0 a 1, si può vedere come la bontà del modello non sia ottimale in quanto viene spiegata solo il 34% della variabile risposta, che in questo caso è l’inflazione salariale. I coefficienti stimati, invece, rappresentano la variazione sulla variabile risposta per un incremento unitario del regressore, quindi una diminuzione della disoccupazione al tempo  $t$  comporta un incremento dell’inflazione salariale, ovvero la relazione inversa precedentemente analizzata.

Il p-value, invece, essendo inferiore a un alpha fissato - in questo caso presupponiamo un alpha 0.05 - ci porta a rifiutare l'ipotesi nulla, evidenziando così una relazione significativa tra la variabile dipendente e i regressori.

Facendo poi un'analisi dei residui si può vedere dal grafico, riportato nella pagina precedente, come la lunghezza dei baffi non presenta un'evidente asimmetria e dall'altezza delle mediane e dalla dimensione della scatola non sembra esserci neanche una grande variabilità quindi si potrebbe dire che i residui sono omoschedastici, non con molta sicurezza anche per la presenza di valori anomali. Un'ulteriore analisi si potrebbe fare con il grafico dei valori stimati del modello rispetto ai residui (vedi grafico seguente), i quali dovrebbero essere a media nulla e a varianza costante nel caso di non violazione delle ipotesi. In questo caso, ulteriore conferma di omoschedasticità, ci viene data dal fatto che i punti sembrano disporsi casualmente tra -2 e 2 e sono distribuiti casualmente intorno allo zero.



Anche il test sotto riportato ci dà conferma dell'omoschedasticità in quanto il p-value è maggiore di un qualsiasi alpha fissato quindi accettiamo l'ipotesi nulla di varianza costante degli errori.

**Test:**

Non-constant Variance Score Test<sup>14</sup>

Variance formula: ~ fitted.values

Chisquare = 1.376097 Df = 1 p = 0.2407670

---

<sup>14</sup> Test NCV utile per verificare l'ipotesi di varianza costante degli errori utilizzando i valori stimati dal modello.

## 1.1 Primo sottocampione

**Periodo di riferimento:** dal 1-01-1948 al 1-04-1979

L'output risulta essere così:

Call:

lm(formula = wage ~ pricen + unempl + unempln)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-4.83153	-1.51243	-0.09273	1.10776	7.31142

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	4.0838	0.7519	5.431	2.94e-07 ***
Pricen	0.6856	0.0769	8.916	6.10e-15 ***
Unempl	-2.0153	0.4317	-4.668	7.94e-06 ***
Unempln	1.8932	0.4259	4.445	1.96e-05 ***

---

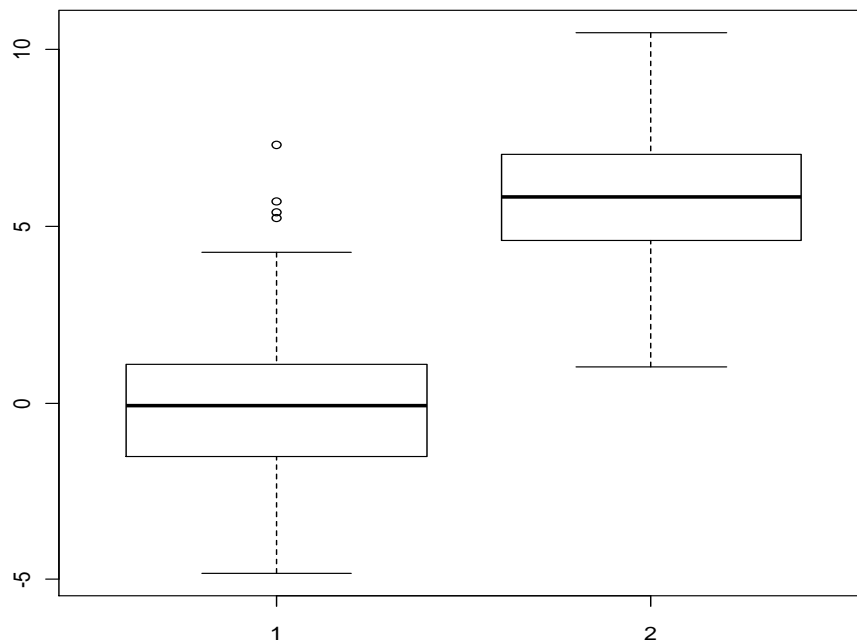
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.135 on 121 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.4298, Adjusted R-squared: 0.4157

F-statistic: 30.4 on 3 and 121 DF, p-value: 1.016e-14

Questo conferma i risultati precedentemente ottenuti analizzando l'intero campione di dati. Avendo un minor numero di osservazioni ora la precisione è inferiore rispetto a prima ma si può notare che la bontà del modello è migliorata spiegando il 42% della variabile risposta e il tasso di disoccupazione al ritardo  $t-1$  ha una significatività maggiore.



Il discorso fatto sui residui precedentemente vale anche per questo primo sottocampione, come possiamo vedere dal boxplot dei valori stimati dei modelli rispetto ai residui stessi. La dimensione delle scatole risulta essere simile evidenziando omoschedasticità e simmetria in quanto la lunghezza dei baffi non è molto diversa tra i due boxplot messi a confronto.

Infine possiamo notare come il test ci conferma nuovamente la varianza costante degli errori con un p-value maggiore di un qualsiasi alpha fissato.

### Test

Non-constant Variance Score Test

Variance formula: ~ fitted.values

Chisquare = 0.1609113 Df = 1 p = 0.6883189

## 1.2 Secondo sottocampione

**Periodo di riferimento:** dal 1-01-1984 al 1-04-2008

Analizzando il secondo sottocampione vedremo cosa succede al modello e alle variabili prese in considerazione.

I risultati ottenuti dalla regressione sono sintetizzati nel seguente output:

Call:

```
lm(formula = wage ~ pricen + unempl + unempln)
```

Residuals:

```
   Min    1Q  Median    3Q   Max
-5.7604 -1.6107 -0.2492  1.6007 10.5501
```

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	5.0377	1.5188	3.317	0.00130 **
pricen	0.2242	0.3550	0.632	0.52923
unempl	0.8766	1.3310	0.659	0.51176
unempln	-1.1453	1.2692	-0.902	0.36916

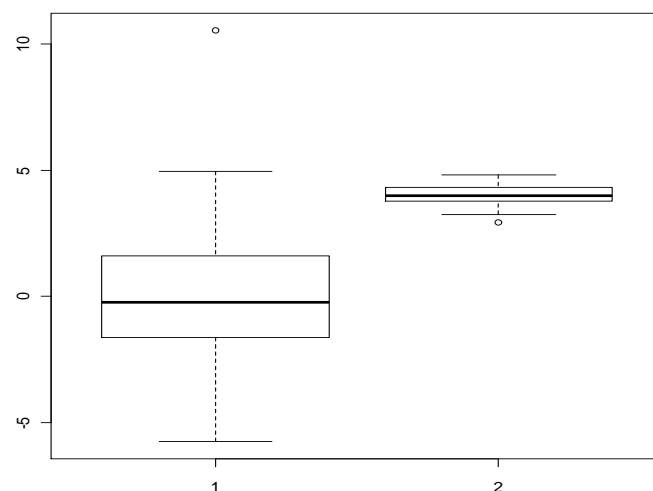
---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.57 on 94 degrees of freedom

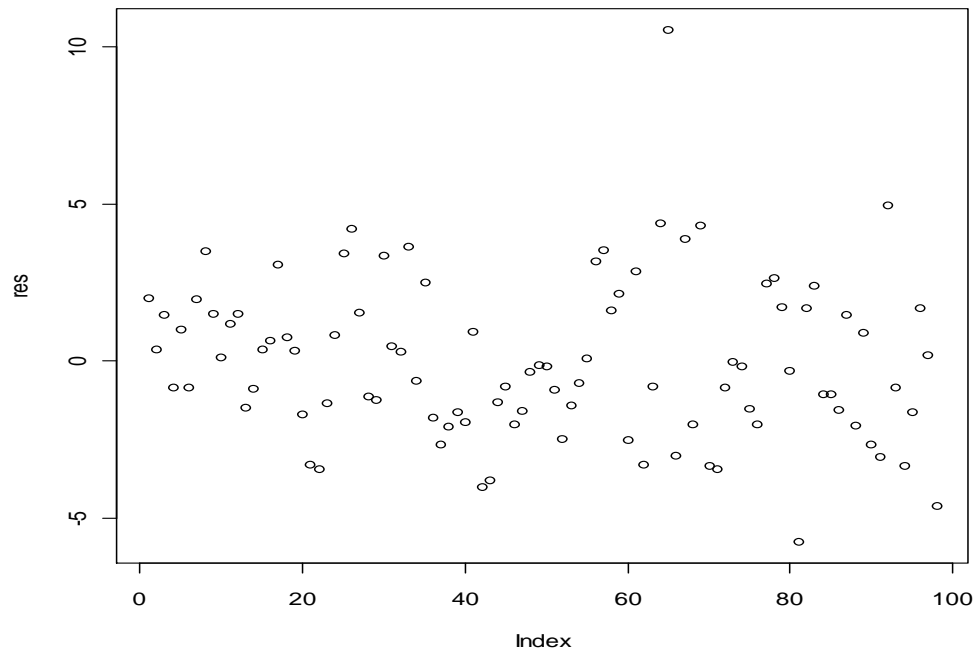
Multiple R-squared: 0.02397, Adjusted R-squared: -0.007184

F-statistic: 0.7694 on 3 and 94 DF, p-value: 0.514



Come possiamo vedere le variabili prese in considerazione, tranne l'intercetta, non sono più significative, il valore del coefficiente di determinazione risulta bassissimo e quello del  $R^2$  aggiustato è addirittura negativo. Ciò non è possibile in quanto  $\bar{R}^2$  è un valore compreso tra 0 e 1. L' $R^2$  semplice è utilizzato come principale indice di bontà della retta di regressione, per l'analisi di regressione lineare semplice, esso serve a misurare la frazione di devianza spiegata, cioè la proporzione di variabilità di Y spiegata dalla variabile esplicativa X mentre  $\bar{R}^2$  viene utilizzato per lo stesso scopo ma per l'analisi di regressione lineare multipla, infatti all'aumentare del numero di variabili esplicative, aumenta anche il valore di  $R^2$  per cui spesso è utilizzato al suo posto. Questo è la dimostrazione del fatto che i dati utilizzati in questo secondo sottocampione non spiegano neanche una minima parte della variabilità di Y da parte delle variabili esplicative; ed è per questo che non può essere considerato un buon modello. Anche la relazione tra la disoccupazione e l'inflazione, individuata da Gali e confermata nella stima del primo modello, non sembra più essere valida. Questo probabilmente è dovuto al fatto che dal 1970 in poi non sembra emergere alcuna relazione significativa tra disoccupazione e inflazione, come evidenziato da alcuni critici di Phillips. Questo fenomeno può essere spiegato come una conseguenza delle grandi fluttuazioni dell'inflazione dei prezzi intorno al 1970.

Facendo un'analisi esplorativa sul modello si può vedere come i residui risultano essere eteroschedastici in quanto la dimensione delle scatole è diversa, sottolineando una diversa variabilità all'interno dei gruppi. Ma anche l'altezza delle mediane e la lunghezza dei baffi sono rappresentative del fatto che c'è qualcosa che non va bene, evidenziando una forte asimmetria e un andamento sistematico come si può vedere dal grafico sottostante.



Infine, facendo un test per verificare l'ipotesi di omoschedasticità notiamo che si rifiuta solo ad un livello di significatività del 10%, se consideriamo questo alpha fissato possiamo rifiutare l'ipotesi nulla a favore dell'ipotesi alternativa di eteroschedasticità.

### Test

Non-constant Variance Score Test

Variance formula: ~ fitted.values

Chisquare = 3.490912 Df = 1 p = 0.06170658

## Cosa succede se introduciamo una nuova variabile?

### 2. Secondo modello

**Periodo di riferimento:** dal primo trimestre 1948 al quarto trimestre 2008.

Il secondo modello da me stimato è il seguente:

$$\pi_t^w = \alpha + \gamma \bar{\pi}_{t-1}^p + \psi_0 \hat{u}_t + \psi_1 \hat{u}_{t-1} + \beta_0 s_t + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 s_{t-2} + \zeta_t$$

Call:

```
lm(formula = wage ~ pricen + unempl + unempln + spread + spreadn +  
    spreadnn)
```

Residuals:

```
    Min    1Q  Median    3Q    Max  
-6.09632 -1.60146 0.01977 1.15657 10.47376
```

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	4.59077	0.63857	7.189	8.62e-12 ***
pricen	0.79348	0.07925	10.013	< 2e-16 ***
unempl	1.73570	0.48050	-3.612	0.000371 ***
unempln	1.41589	0.46576	3.040	0.002634 **
spread	-0.20872	0.95537	-0.218	0.827253
spreadn	1.84836	1.44112	1.283	0.200899
spreadnn	-1.94191	1.17422	-1.654	0.099505

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.38 on 235 degrees of freedom

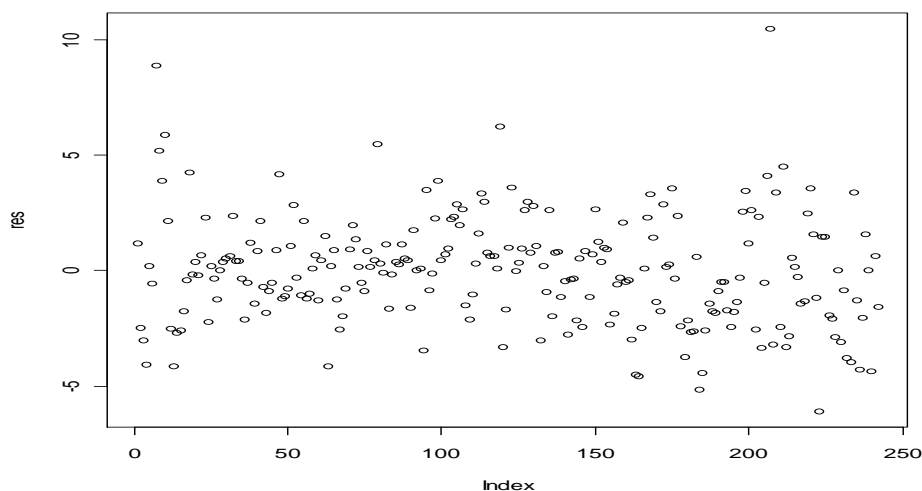
Multiple R-squared: 0.3522, Adjusted R-squared: 0.3357

F-statistic: 21.3 on 6 and 235 DF, p-value: < 2.2e-16

Le variabili prese in considerazione sono:

- L'inflazione salariale come variabile dipendente al tempo  $t$ .
- L'inflazione dei prezzi al ritardo  $t-1$  utilizzando la media mobile 3 (regressore).
- Il tasso di disoccupazione sia al ritardo  $t$  che  $t-1$  (regressore).
- Lo spread finanziario fino al ritardo  $t-2$  (regressore).

Ho deciso di introdurre la nuova variabile "spread finanziario" per verificare cosa sarebbe cambiato nel modello. Ho ritardato questa variabile fino a  $t-2$  poiché il mio scopo era quello di vedere se ritardando la variabile diventava significativa, in quanto non lo era al tempo  $t$ .



La relazione inversa tra disoccupazione e inflazione sembra ancora sussistere: abbiamo, infatti, l'equazione di inflazione dei salari con un coefficiente negativo sull'attuale tasso di disoccupazione e uno positivo sul suo ritardo, in aggiunta a un coefficiente positivo sull'inflazione ritardata dei prezzi. La nuova variabile invece risulta negativa al tempo  $t$  e al ritardo  $t-2$  mentre al ritardo  $t-1$  risulta positiva. Possiamo dire che al tempo  $t$  e al ritardo  $t-2$  abbiamo un calo dello *spread* finanziario, ovvero il differenziale tra il ritorno di rendimento relativo ad attività di imprese rischiose e quello di imprese non

rischiose, che provoca un aumento consistente dell'inflazione salariale. Questo è plausibile poiché quando lo *spread* finanziario diminuisce gli imprenditori hanno più facilità a chiedere finanziamenti (la concorrenza aumenta), e quindi l'inflazione salariale aumenta. Un calo di questa variabile comporta una diminuzione del tasso applicato a imprese rischiose e aumenta invece quello applicato a imprese non rischiose. Quindi lo *spread* è un numero importante che va a determinare il tasso di interesse totale e giustamente se questo diminuisce le imprese chiedono prestiti più facilmente e questo comporta un aumento della domanda e una concorrenza tra imprese che porterà ad un aumento, non istantaneo, dei salari.

Tornando all'analisi del nostro modello, si può notare come l'analisi dei residui non cambi sostanzialmente con l'introduzione della nostra variabile rispetto al primo modello. Possiamo vedere dal grafico come i residui appaiano omoschedastici, confermato anche dal test *ncv*.

## 2.1 Primo sottocampione

**Periodo di riferimento:** dal 1-01-1948 al 1-04-1979

### Output:

Call:

```
lm(formula = wage ~ pricen + unempl + unempln + spread + spreadn +  
  spreadnn)
```

Residuals:

```
   Min    1Q  Median    3Q   Max  
-4.6260 -1.5231 -0.1649  1.0130  7.1722
```

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	4.1297	0.7756	5.325	4.96e-07 ***
pricen	0.6429	0.1041	6.179	9.70e-09 ***
unempl	-2.3769	0.5270	-4.510	1.55e-05 ***
unempln	2.1650	0.5093	4.251	4.30e-05 ***
spread	1.1655	2.0806	0.560	0.576
spreadn	0.7832	3.0219	0.259	0.796
spreadnn	-1.1858	2.0853	-0.569	0.571

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.147 on 117 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.4423, Adjusted R-squared: 0.4137

F-statistic: 15.47 on 6 and 117 DF, p-value: 5.342e-13

Nel primo sottocampione si può notare che tutta la variabile *spread* risulta non significativa, quindi si potrebbe anche non tenerla in considerazione. Infatti, già considerando il campione intero era significativa solo al 10 % e al ritardo  $t-2$ .

## 2.2 Secondo sottocampione

**Periodo di riferimento:** dal 1-01-1984 al 1-04-2008

Call:

```
lm(formula = wage ~ pricen + unempl + unempln + spread + spreadn +  
  spreadnn)
```

Residuals:

```
  Min    1Q  Median    3Q   Max  
-5.9841 -1.6008 -0.3988  1.5502 10.3467
```

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	4.9546	1.5404	3.216	0.00180 **
pricen	0.1310	0.3747	0.350	0.72738
unempl	0.6721	1.3727	0.490	0.62559
unempln	-1.0920	1.3018	-0.839	0.40378
spread	-0.8708	2.2651	-0.384	0.70155
spreadn	2.7881	3.1461	0.886	0.37785
spreadnn	-0.6698	2.3511	-0.285	0.77637

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.588 on 91 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.04195, Adjusted R-squared: -0.02121

F-statistic: 0.6642 on 6 and 91 DF, p-value: 0.6787

In questo sottocampione il problema è lo stesso presentato nel secondo sottocampione del primo modello, quindi l'introduzione di una nuova variabile non lo migliora assolutamente e i residui continuano ad essere eteroschedastici. L'ipotesi di omoschedasticità viene rifiutata per tutti i livelli di alpha considerato. Quindi, in definitiva, questa nuova variabile non ha apportato nessun miglioramento al nostro modello di partenza.

**Cosa succede se applichiamo una media mobile alla variabile “spread” e ritardiamo la variabile dipendente?**

### **3. Terzo modello**

**Periodo di riferimento:** dal primo trimestre 1948 al quarto trimestre 2008.

Il modello proposto è il seguente:

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

Le variabili prese in considerazione sono:

- L'inflazione salariale come variabile dipendente al tempo  $t$ .
- L'inflazione salariale come variabile esplicativa al tempo  $t-1$ .
- L'inflazione dei prezzi al ritardo  $t-1$  con una media mobile 3 (regressore).
- Il tasso di disoccupazione sia al ritardo  $t$  che  $t-1$  (regressore).
- Lo *spread* finanziario al tempo  $t$  con una media mobile 3 (regressore).

Come si può vedere dall'output seguente, la variabile *spread* non contribuisce a migliorare il modello, continuando a non essere significativa. Quindi, l'utilizzo della media mobile è irrilevante.

Call:

lm(formula = wage ~ wagen + pricen + unempl + unempln + spreadma)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-6.0529	-1.5156	-0.1088	1.2426	9.5529

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	3.76881	0.67090	5.618	5.41e-08 ***
wagen	0.18999	0.06667	2.850	0.00476 **
pricen	0.57804	0.09919	5.827	1.83e-08 ***
unempl	-1.51098	0.44761	-3.376	0.00086 ***
unempln	1.15008	0.41096	2.799	0.00556 **
spreadma	0.54151	0.63893	0.848	0.39756

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.344 on 237 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3659, Adjusted R-squared: 0.3525

F-statistic: 27.35 on 5 and 237 DF, p-value: < 2.2e-16

### 3.1 Primo sottocampione

**Periodo di riferimento:** dal primo trimestre 1948 al secondo trimestre 1979.

Qui si presenta un caso particolare in cui la variabile *spread*, con la relativa media mobile applicata, diventa significativa mentre l'inflazione salariale al ritardo  $t-1$  perde la significatività.

Call:

ln(formula = wage ~ wagen + pricen + unempl + unempln + spreadma)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-4.1064	-1.4281	-0.1515	1.0618	6.7666

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	3.08951	0.84555	3.654	0.000386 ***
Wagen	0.10146	0.09558	1.062	0.290606
pricen	0.35753	0.12567	2.845	0.005229 **
unempl	-2.58448	0.51337	-5.034	1.72e-06 ***
unempln	2.22971	0.45657	4.884	3.28e-06 ***
spreadma	3.55092	1.25145	2.837	0.005348 **

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.058 on 119 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.4787, Adjusted R-squared: 0.4568

F-statistic: 21.85 on 5 and 119 DF, p-value: 1.781e-15

### 3.2 Secondo sottocampione

**Periodo di riferimento:** dal 1-01-1984 al 1-04-2008.

Il secondo sottocampione, nonostante i vari tentativi, non migliora.

Anche in questo caso le modifiche apportate al modello sono state inutili. L'analisi dei residui ci conferma il rifiuto dell'ipotesi di omoschedasticità a favore dell'eteroschedasticità, anche ad un livello di alpha dell'1%.

Call:

```
lm(formula = wage ~ wagen + pricen + unempl + unempln + spreadma)
```

Residuals:

```
  Min   1Q Median   3Q   Max
-5.599 -1.542 -0.400  1.437 10.144
```

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	4.2509	1.6381	2.595	0.011 *
Wagen	0.1008	0.1064	0.947	0.346
pricen	0.1508	0.3676	0.410	0.683
unempl	0.5565	1.3779	0.404	0.687
unempln	-0.8562	1.3013	-0.658	0.512
spreadma	0.7639	1.1162	0.684	0.495

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.575 on 92 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.04149, Adjusted R-squared: -0.0106

F-statistic: 0.7965 on 5 and 92 DF, p-value: 0.5549

## CONCLUSIONI

Nel suo lavoro del 1958 - *The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the UK 1861-1957* - Phillips rivela una forte relazione inversa tra disoccupazione e inflazione dei salari, riuscendo, negli anni immediatamente successivi, a convincere molti economisti dei paesi più industrializzati che i risultati dei suoi studi indicano una relazione stabile, permanente, tra inflazione e disoccupazione. Corollario di questa teoria, pertanto, sarebbe la possibilità di controllo di inflazione e disoccupazione da parte dei governi tramite una “semplice” scelta (*trade-off*) tra i due obiettivi di politica economica e conseguente posizionamento del sistema economico sul punto preferito della curva. Tuttavia, fenomeni di *stagflazione* sperimentati da molti paesi nel 1970, portarono a un progressivo abbandono della relazione inflazione/disoccupazione sia sul piano teorico che empirico, anche in seguito alle critiche e attacchi alla teoria provenienti da un gruppo di economisti “non interventisti” e fautori del libero mercato.

Dal punto di vista teorico, non è chiaro, infatti, perché il tasso di variazione dei salari nominali (in contrasto con il livello del salario reale) dovrebbe essere collegato alla disoccupazione. Dal punto di vista empirico, l'attenzione degli economisti si è concentrata sul tentativo di stabilire un rapporto stabile fra inflazione dei prezzi e disoccupazione, definitivamente venuta meno - come detto - con la *stagflazione* del '70.

L'articolo di Galí analizzato in questo lavoro ha portato due principali contributi. In primo luogo, esso fornisce alcuni fondamenti teorici ad una relazione *à la* Phillips tra inflazione salariale e disoccupazione; e non attraverso lo sviluppo di un nuovo modello ma dimostrando che una relazione di questo tipo è alla base della “ossatura” neo-keynesiana standard con fissazione dei salari (nominali) vischiosi, sebbene le versioni più recenti rinvenibili nella letteratura economica non incorporino esplicitamente o anche solo trattino la disoccupazione.

In secondo luogo, l'equazione dei salari serve a rappresentare sufficientemente bene il "comovimento" di inflazione di salari e tasso di disoccupazione nell'economia Stati Uniti, anche sotto l'ipotesi (forte) di un tasso naturale di disoccupazione costante. In particolare, tale equazione è in grado di spiegare il forte "comovimento" negativo tra inflazione dei salari e disoccupazione osservata durante le ultime due decadi di stabilità dei prezzi.

Nel suo lavoro, Gali dimostra che una versione calibrata del modello neo-keynesiano standard genera fluttuazioni nel tasso di disoccupazione le quali mostrano proprietà simili a quelle osservate nei dati.

Il mio obiettivo è stato quello di cercare di riadattare il modello stimato da Gali attraverso l'introduzione di nuove variabili e la modifica di alcune preesistenti (*spread* finanziario, variabili ritardate, variabili con media mobile 3). Nel dettaglio, la sola introduzione dello *spread* finanziario non ha apportato modifiche apprezzabili; neanche l'applicazione di una media mobile 3 su inflazione dei prezzi e *spread* finanziario hanno apportato risultati significativi. Al contrario, l'aggiunta di variabili ritardate sul tasso di disoccupazione, *spread* finanziario e sulla variabile dipendente (inflazione salariale) hanno contribuito a migliorare la significatività della variabile considerata migliorando la bontà di adattamento dei dati (serie trimestrali) al modello, raggiungendo l'obiettivo della dimostrazione d'una relazione inversa fra inflazione e disoccupazione.

## BIBLIOGRAFIA E SITOGRAFIA

- BLANCHARD OLIVIER, *Scoprire la macroeconomia*, Bologna, Il Mulino, 2006.
- GALÍ JORDI, *The Return of the Wage Phillips Curve*, (Febbraio 2011).
- JOSSA BRUNO, *Macroeconomia*, Padova, Cedam, 2000.
- KRUGMAN PAUL - WELLS ROBIN, *Macroeconomia*", Bologna, 2006.
- PHILLIPS W.A., *The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957*, *Economica*, novembre 1957.
- SERPICO STELLA et al., *Trade-off fra inflazione e disoccupazione*.
- [www.haver.com](http://www.haver.com)