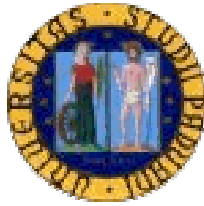


**UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA
FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE**



**TESI DI LAUREA IN
STATISTICA, ECONOMIA E FINANZA**

***Curva di Phillips con cost-channel:
una verifica empirica
per il caso svedese***

RELATORE: DOTT. CASTELNUOVO EFREM

LAUREANDO: ZILIO FEDERICO

INDICE	pag
INTRODUZIONE	4
LA CURVA DI PHILLIPS	5
LA CURVA DI PHILLIPS CON COST-CHANNEL	8
- Il modello	8
- L'importanza del cost-channel	11
I DATI	14
- Le trasformazioni dei dati	16
VERIFICA EMPIRICA DEL COST-CHANNEL	20
- Curva di Phillips con il GDP	20
- Curva di Phillips con il CPI	33
ANALISI DELLA REAZIONE DELL'INFLAZIONE AD UN IMPULSO DEL TASSO D'INTERESSE	43
CONCLUSIONI	45
BIBLIOGRAFIA	46

INTRODUZIONE

Uno dei capisaldi della letteratura keynesiana è una legge che mette in relazione il tasso d'inflazione e l'output gap relativi ad un determinato periodo t , la curva di Phillips. Negli ultimi anni alcuni ricercatori hanno concentrato i loro studi sulla verifica dell'ipotesi dell'esistenza di un cost-channel di politica monetaria. Il loro obiettivo è stato quello di dimostrare che cambiamenti nel tasso d'interesse nominale di breve periodo influenzano le decisioni delle imprese su come fissare i prezzi dei loro prodotti. Questo è possibile per il fatto che il tasso d'interesse di breve periodo influenza i costi marginali dell'impresa relativi all'impiego del fattore lavoro. Ciò implica la presenza del tasso d'interesse nominale nella condizione di prim'ordine (log-linearizzata) dell'imprenditore, i.e. la curva di Phillips. Dunque il cost-channel modifica la struttura macroeconomica che determina l'evoluzione dei prezzi in una data economia.

Chowdhury, Hoffmann, Schabert (2005), che da ora verranno abbreviati con CHS, hanno testato, per i Paesi del G7, la significatività del canale d'offerta (cost-channel) nella legge che spiega l'inflazione. Non in tutti i Paesi la ricerca ha dato esito positivo.

Lo scopo di questa lavoro è mostrare come anche per la Svezia vi sia evidenza empirica dell'esistenza del cost-channel avendo a disposizione delle serie storiche che coprono l'arco di tempo che va dal primo trimestre del 1980 al terzo trimestre del 2002. Costruiremo allora una curva di Phillips ibrida e cercheremo di verificare la significatività del coefficiente del tasso d'interesse, sia calcolando l'inflazione con l'indice dei prezzi al consumo (CPI), sia con il deflatore del PIL (GDP). Presenteremo anche le implicazioni dovute all'esistenza del cost-channel e analizzeremo i coefficienti stimati concentrandoci su quello relativo al canale d'offerta e quello relativo al canale di domanda.

LA CURVA DI PHILLIPS

La curva di Phillips “tradizionale” del modello neo-keynesiano è un’equazione che descrive la relazione positiva tra l’inflazione e le fluttuazioni della domanda aggregata.

La sua forma esplicita è:

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \alpha(y - \bar{y})_t + v_t, \text{ dove}$$

- π_t indica il tasso d’inflazione al tempo t ;
- $E_t(\pi_{t+1})$ sono le aspettative, che gli operatori hanno al tempo t , dell’inflazione che si realizzerà al tempo $t+1$ mentre β è il fattore di sconto dell’imprenditore;
- $(y - \bar{y})_t$ è l’output gap al tempo t cioè la differenza tra il PIL che si è realizzato al tempo t e il PIL di lungo periodo mentre α è il suo coefficiente positivo che rappresenta quanto cresce l’inflazione ad una variazione unitaria del gap tra reddito reale di breve periodo e reddito reale potenziale;
- v_t indica lo shock d’offerta: è un elemento stocastico che colpisce i costi di produzione e dei servizi e di conseguenza ha un effetto diretto sui prezzi che applicheranno le imprese. Esempi di shock d’offerta sono un’alluvione che distrugge i raccolti, una legge sulla tutela dell’ambiente che impone alle aziende di ridurre l’emissioni di sostanze inquinanti, l’aumento del costo del petrolio dovuto alla creazione di un cartello tra i produttori o a guerre nelle zone d’estrazione, un aumento della conflittualità con i sindacati che spinge in alto i salari, etc. Chiaramente questi sono tutti shock d’offerta negativi che implicano una crescita dell’inflazione ma esistono anche quelli positivi che hanno un effetto sui prezzi inverso.

Un elemento molto importante da modellare è l’inflazione attesa: qui riportiamo due modalità, le aspettative adattive e le aspettative razionali.

Aspettative adattive

Se ipotizziamo aspettative adattive significa che gli agenti economici fissano $E_t(\pi_{t+1}) = \pi_{t-1}$; in altre parole essi si aspettano che i prezzi di quel periodo crescano come quelli del precedente. In questo caso, quindi, anche con PIL

uguale al potenziale e assenza di shock d'offerta l'inflazione ha un'inerzia e continua ad aumentare a tasso costante.

Aspettative razionali

Quando si ipotizzano aspettative razionali facciamo riferimento ad un modello in cui gli agenti economici fanno uso di tutte le informazioni a loro disposizione, soprattutto quelle sulla politica approntata dal governo e dall'autorità di politica monetaria che, come sappiamo, influenzano l'inflazione. Alcuni economisti, tra cui Thomas Sargent, hanno introdotto così il concetto di credibilità delle politiche fiscali e monetarie. Infatti se il governo e la Banca Centrale sono credibili, ad ogni loro operazione che abbia effetto sull'inflazione, le aspettative sulla crescita dei prezzi futura si regolano di conseguenza. Addirittura un serio progetto di deflazione si potrebbe ottenere senza alcuna recessione se $E_t(\pi_{t+1}) = 0$. Il progetto, affinché abbia successo, deve essere annunciato prima che le aziende abbiano fissato i prezzi e deve essere implicito che gli agenti abbiano fiducia sul suo buon esito. Questa ipotesi, però, ha suscitato forti discussioni e non sempre è stata supportata a livello empirico.

Riprendendo la legge di Okun sappiamo che $\alpha(y - \bar{y})_t = -\delta(u - u_n)_t$ dove $(u - u_n)_t$ è lo scostamento del tasso di disoccupazione verificatosi al tempo t dal tasso di disoccupazione naturale. La curva di Phillips diventa $\pi_t = E_t(\pi_{t+1}) - \delta(u - u_n)_t + v$ dalla quale si può ricavare come l'autorità di politica monetaria affronti un trade-off, quando interviene, tra combattere inflazione e disoccupazione. Se per esempio si stimola la domanda aggregata per aumentare il reddito oltre il potenziale e ridurre la disoccupazione si dovrà accettare una crescita dei prezzi maggiore rispetto alle aspettative. Al contrario se si decide di ridurre l'inflazione al di sotto di quella attesa si dovrà prevedere una recessione ($y < \bar{y}$). La quantità di PIL (o la percentuale di disoccupazione in più) che una società deve 'pagare' per avere una riduzione di un punto percentuale d'inflazione è chiamato tasso di sacrificio.

Finora, nel considerare gli effetti dell'output gap sull'inflazione, abbiamo ignorato l'elemento stocastico v . Infatti, in alcuni casi, si può osservare una relazione positiva tra disoccupazione e inflazione: questo è il caso in cui gli shock d'offerta sono talmente forti da annullare ed avere un effetto contrario

maggiore rispetto a quello provocato dallo scostamento del reddito dal suo potenziale (ad esempio ciò accade se $\alpha(y - \bar{y})_t < v$, con $y < \bar{y}$, $u > u_n$ e per v si intende uno shock d'offerta negativo). Al contrario lo shock d'offerta può anche avere effetti positivi: uno shock favorevole potrebbe compensare l'aumento dei prezzi provocato da una fase espansiva tanto che è possibile che si verifichi una situazione con una crescita dell'output gap e inflazione stabile.

LA CURVA DI PHILLIPS CON COST-CHANNEL

Dopo aver descritto la curva di Phillips classica, proviamo ora a costruirne una ipotizzando l'esistenza del cost-channel di politica monetaria. In altre parole inseriremo nella curva di Phillips, oltre alle variabili canoniche, anche il tasso d'interesse. In questo paragrafo daremo supporto teorico al modello che prevede la presenza della curva di Phillips con cost-channel in modo da giustificare i nostri successivi riscontri empirici.

IL MODELLO

Le ipotesi

In questo semplice modello, denominato modello "cash in advance", si ipotizza l'esistenza di aziende monopoliste caratterizzate da una restrizione di liquidità. Le imprese, infatti, devono pagare i fattori produttivi prima di ricevere il ricavato dalla vendita dei loro prodotti. Poiché i profitti vengono distribuiti agli azionisti alla fine di ogni periodo, per assumere i lavoratori, acquistare tecnologia e materie prime nel periodo successivo, esse devono chiedere prestiti agli intermediari finanziari. E' evidente, a questo punto, che il tasso d'interesse pagato su quei prestiti dalle aziende diventa una variabile importante, influenzando positivamente i costi marginali.

Gli intermediari finanziari ricevono i fondi dai depositi delle famiglie ad un tasso lordo R_t che, coincidendo con il tasso risk free applicato ai bonds governativi, viene assunto controllato dalla Banca Centrale. Successivamente gli intermediari finanziari forniscono liquidità alle imprese ad un tasso R_t^1 . Come ricavato da CHS il vero tasso R_t^1 pagato dalle aziende può essere espresso così:

$$R_t^1 = (1 + \Psi_R) R_t$$

Ψ_R è un coefficiente dato da:

$$\Psi_R = \Psi_1 - \Psi_2$$

- In particolare Ψ_1 è sempre positivo ed esprime le imperfezioni del mercato finanziario dovute alla possibilità di inadempienza da parte del debitore. In altre parole più è rischioso il progetto su cui ha investito l'intermediario finanziario, più alto sarà Ψ_1 e, di conseguenza, più alto sarà il tasso di prestito pagato dalle aziende.

- Ψ_2 è sempre positivo e dipende dai costi affrontati dagli intermediari finanziari per gestire i prestiti. Dalle espressioni che spiegano Ψ_R e R_t^1 si ricava che, più alto è il valore di Ψ_2 , più basso sarà il tasso di prestito pagato dalle aziende.

Si noti che il parametro Ψ_R assume valori positivi (negativi) se il valore assoluto di Ψ_1 (Ψ_2) è maggiore del valore assoluto di Ψ_2 (Ψ_1). Ciò significa che Ψ_R è positivo se il peso dei costi delle imperfezioni del mercato finanziario è maggiore di quello dell'amministrazione dei fondi. Un valore positivo (negativo) di Ψ_R implica che il tasso di prestito pagato dalle imprese è maggiore (minore) del tasso di politica monetaria fissato dalla banca centrale.

Basandoci sulle ipotesi fin qui fatte è evidente che nel fissare i prezzi le aziende tengano conto anche delle variazioni del tasso d'interesse di politica monetaria perché questo intacca i loro costi marginali. Infatti, il tasso d'interesse fissato dalla Banca Centrale influenza direttamente il tasso di prestito che le aziende sono costrette a pagare per far fronte alla restrizione di liquidità.

Nel modello di CHS il meccanismo attraverso cui le imprese fissano i prezzi riprende quello studiato da Calvo(1983): c'è una frazione di imprese pari a Φ che non ha la possibilità di modificare i prezzi dei propri prodotti indipendentemente dal tempo trascorso dall'ultima volta che li ha aggiustati. Queste Φ aziende aggiusteranno i prezzi, quando potranno, facendo riferimento al tasso d'inflazione medio $\bar{\pi}$. Le $1-\Phi$ aziende, che invece possono aggiustare i prezzi in ogni momento, si dividono in altri due sottogruppi: una frazione ω che segue la "regola del pollice" modificando i prezzi sulla base del tasso d'inflazione π_{t-1} del periodo precedente e un'altra frazione $1-\omega$ che li ottimizza massimizzando un'opportuna funzione di profitto intertemporale.

L'equazione

Il modello del ciclo economico e monetario, da noi preso in considerazione, ha come protagoniste le famiglie che offrono lavoro e materie prime alle aziende, oltre a depositare i propri risparmi, remunerati al tasso di politica monetaria, agli intermediari finanziari.

Descriviamo così una curva di Phillips (1), ricavata da CHS, che include il cost-channel di politica monetaria e che pone le seguenti condizioni nel cercare un equilibrio per l'inflazione, output gap e il tasso d'interesse di politica monetaria di breve periodo:

$$\pi_t = \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_R R_t + \gamma_y (y - \bar{y})_t \quad (1)$$

dove:

- $\gamma_f, \gamma_b, \gamma_R, \gamma_y$ sono rispettivamente i coefficienti dell'inflazione attesa nel periodo t+1 (successivo a quello contemporaneo), dell'inflazione realizzata al tempo t-1, del tasso d'interesse di politica monetaria di breve periodo del periodo t, dell'output gap del periodo t. γ_R e γ_y , per il modello che stiamo utilizzando, sono entrambi positivi: il primo per le ipotesi che abbiamo fatto (la relazione positiva tra tasso d'interesse e costi marginali), il secondo deriva dal legame positivo tra output gap e inflazione (per altro già presente nella curva di Phillips canonica).

Si noti che, in questa equazione, c'è una peculiarità rispetto alla curva di Phillips tradizionale: essa introduce anche una variabile che riproduce l'influenza dell'inflazione passata su quella contemporanea. Proprio perché è presente al suo interno un elemento "backward-looking", quest'equazione viene chiamata anche curva di Phillips ibrida. La variabile su cui noi porremo la nostra attenzione è però la presenza del cost-channel rappresentato in questa curva di Phillips ibrida dalla presenza del tasso d'interesse. La presenza del tasso d'interesse è giustificata dal fatto che, come abbiamo detto, variazioni del tasso d'interesse comportano variazioni dei costi marginali che a loro volta influenzano le decisioni delle imprese su come aggiustare i prezzi. Da notare anche che, in questa curva di Phillips, non è presente alcun shock d'offerta.

L'IMPORTANZA DEL COST-CHANNEL

L'introduzione del cost-channel di politica monetaria è importante principalmente per due motivi. Per prima cosa si fa luce su come si debbano modellare le dinamiche d'inflazione; secondo, accende una discussione su quale

sia la risposta ottimale da parte della Banca Centrale quando la variazione dei prezzi risente del cost-channel.

E' necessario premettere che, come mostrano i risultati empirici di CHS, non è detto che, in tutti i Paesi, il canale di offerta sia significativo per spiegare l'inflazione. E' possibile che, in qualche realtà, l'evidenza della presenza del cost-channel non sia significativa a causa di caratteristiche insite nel sistema creditizio di un determinato Paese. CHS notano come, sia in Germania che in Giappone, dove il canale d'offerta non è rilevante, ci sia un settore di intermediazione finanziaria altamente regolato e poco competitivo. Al contrario, soprattutto negli USA e nel Regno Unito, dove c'è un mercato finanziario molto competitivo, ad una fluttuazione del tasso d'interesse di politica monetaria è associato un'immediata variazione dei costi del capitale lavoro e di conseguenza un cambiamento dei prezzi.

La presenza nella curva di Phillips del cost-channel implica un effetto *diretto* del tasso d'interesse di breve periodo che nelle curve di Phillips canoniche non è previsto. Ciò significa che, per spiegare le fluttuazioni dell'inflazione, ora bisogna tener conto anche del valore assunto in quel periodo da R_t e del peso (che varia di Paese in Paese) che esso ha nello spiegare il tasso d'inflazione in un determinato periodo.

Nella curva di Phillips tradizionale, un aumento del tasso d'interesse ha come effetto un declino del canale di domanda (cioè dell'output gap) che, se non è compensato da uno shock d'offerta, comporta un calo dell'inflazione. E' importante sottolineare che se non ci fosse lo shock d'offerta nella curva di Phillips tradizionale il problema di attuare una politica monetaria ottimale avrebbe una soluzione banale. Infatti, la Banca Centrale, muovendo correttamente il tasso d'interesse, può far sì che il PIL che effettivamente si verifica sia uguale al potenziale e quindi, essendo l'output gap pari a zero, l'inflazione si stabilizzi attorno al valore di quella attesa. Solo se si aggiunge uno shock d'offerta si crea un significativo problema di politica monetaria perché, in questo modo, si costringe a scegliere la Banca Centrale un obiettivo tra stabilizzare l'inflazione o l'output gap.

Se invece analizziamo la curva di Phillips con cost-channel, la presenza del tasso d'interesse di breve periodo fa sì che sia obbligatorio, per l'autorità di politica monetaria, affrontare un trade-off tra stabilizzare l'inflazione e l'output

gap. Una politica restrittiva (quindi un aumento del tasso d'interesse) causa una caduta del canale di domanda che, se non fosse compensata, provocherebbe un calo dell'inflazione. Dall'altra parte però, a differenza di una curva tradizionale di Phillips, questa diminuzione viene contrastata dall'effetto *diretto* di R_t , visto che il valore di γ_R è positivo. E' del tutto scontato che una politica monetaria espansiva abbia effetti contrari (crescita dell'output gap e aumento dei prezzi più debole). Questo sottolinea il fatto che canale di domanda e canale d'offerta si muovono in direzioni opposte. Si deve a questo punto sottolineare che la Banca Centrale non può più muovere a suo piacimento il tasso d'interesse senza affrontare un trade-off di politica monetaria. Se infatti essa modifica R_t per tenere a zero l'output gap, l'inflazione non si stabilizzerà sui valori di quella attesa, proprio a causa dell'effetto *diretto* del tasso d'interesse nominale di breve periodo sull'aumento dei prezzi.

Paradossalmente se il canale d'offerta è più forte del canale di domanda si potrà avere, in regime di politica restrittiva, un aumento del tasso d'inflazione. La discussione sulla possibilità che ciò avvenga è molto ampia. In questo paragrafo riportiamo solamente i risultati di CHS. Riprendendo le equazioni del loro modello, CHS ricavano che, se $\omega = 0$ (nessuna impresa fissa i prezzi sulla base dell'inflazione precedente) e nel caso in cui $\gamma_R > \gamma_y / \sigma$, dove σ denota l'inversa dell'elasticità di sostituzione al consumo (strettamente positiva), un aumento del tasso d'interesse conduce ad un rialzo del tasso d'inflazione. Più avanti riporteremo alcune considerazioni fatte da altri autori sulla possibilità che ciò avvenga.

Nei loro studi Ravenna e Walsh (2004) hanno mostrato come la presenza del cost-channel generi un trade-off tra la stabilizzazione dell'output gap e la stabilizzazione dell'inflazione in risposta ad uno shock fiscale oppure ad uno shock sulla produttività o qualsiasi altro shock sul canale di domanda.

Per la verità essi constatano che, in presenza di uno shock fiscale, si debba affrontare un trade-off di politica monetaria indipendentemente dall'esistenza del cost channel. I due ricercatori infatti si ricavano una funzione di perdita di benessere che chiaramente il policy maker deve cercare di minimizzare.

Uno shock fiscale provoca una perdita di benessere che deve essere contrastata lasciando fluttuare l'output gap nonostante questo comporti una variazione del tasso d'inflazione.

Uno shock sulla produttività o qualsiasi altro shock sulla domanda (per esempio sul “gusto dei consumatori”) genera un trade-off solamente in presenza del cost-channel. Infatti se quest’ultimo non ci fosse, il policy maker potrebbe neutralizzare uno shock di domanda muovendo correttamente il tasso d’interesse. Secondo il modello costruito da Ravenna e Walsh (2004) uno shock sulla produttività favorevole comporta un calo dell’output gap che viene però contrastato da una diminuzione del tasso d’interesse. L’applicazione di una politica espansiva implica una caduta del tasso d’inflazione. Per limitare il declino dell’inflazione si lascia a questo punto fluttuare verso l’alto l’output gap.

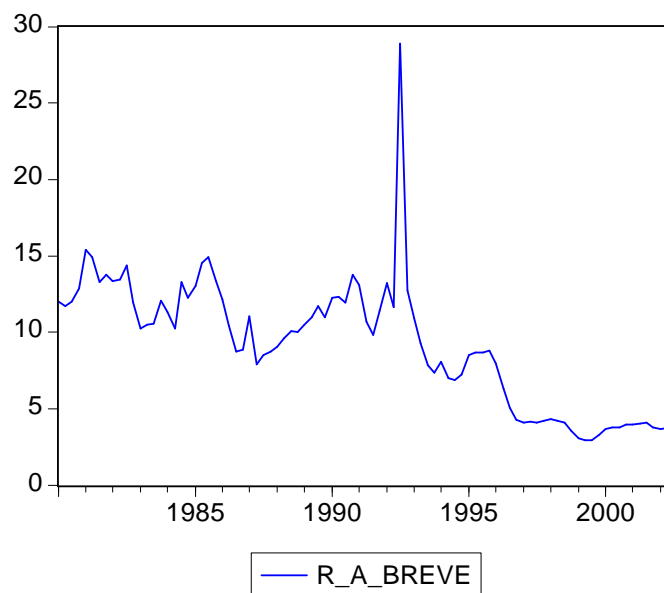
Uno shock produttivo favorevole, in presenza di cost-channel, comporta quindi un rialzo dell’ output gap e una diminuzione dell’inflazione.

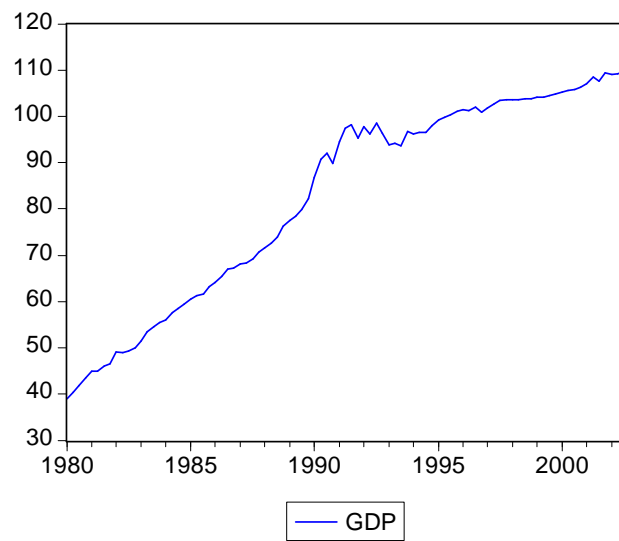
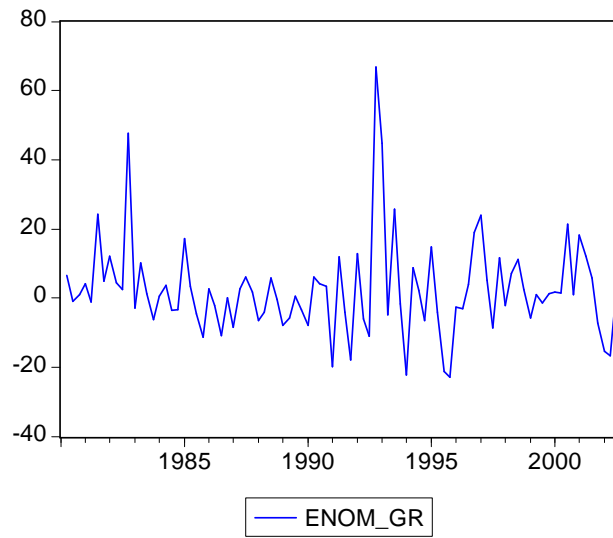
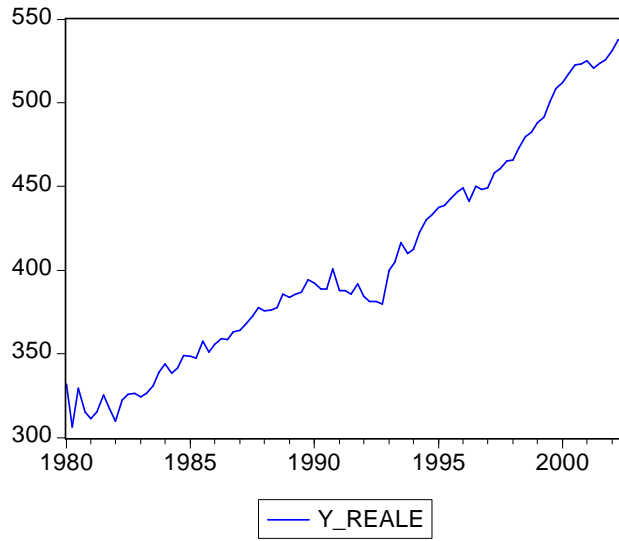
I DATI

I dati che utilizziamo per la nostra verifica empirica sono delle serie storiche trimestrali che si riferiscono alla Svezia e comprendono un arco di tempo che va dal primo trimestre del 1980 al terzo trimestre del 2002. Le serie storiche a

nostra disposizione riguardano il tasso di interesse di breve periodo, indice del PIL reale, il deflatore del PIL (GDP), l'indice dei prezzi al consumo (CPI), i salari nominali orari, il tasso di cambio nominale nei confronti del Dollaro USA (più precisamente ci dice quante Corone sono necessarie per ogni Dollaro). Per sapere la fonte delle serie storiche si faccia riferimento a Curdia e Finocchiaro (2005).

E' importante rilevare che, fino al Novembre 1992, in Svezia vigeva un regime di cambi semi-fissi visto che il valore della Corona era ancorato a quello della Sterlina. Quindi, se si escludono due svalutazioni (Settembre 1981 e Ottobre 1982), nell'arco di tempo tra il 1980 e il Novembre 1992, il tasso di cambio con la Sterlina è stato più o meno costante.





Analizziamo ora cosa succede quando si passa da un regime di cambi fissi ad un regime di cambi fluttuanti. Come possiamo notare prima che entrasse in vigore un regime di cambi fluttuanti, la Banca Centrale ha aumentato il tasso d'interesse di breve periodo (è aumentato addirittura di più di due volte e mezza). Un tale rialzo del tasso d'interesse ha richiamato l'attenzione degli investitori che hanno acquistato titoli di Stato svedesi. Nel periodo successivo il tasso d'interesse di breve periodo torna più o meno al livello di due trimestri prima. Nel momento in cui si entra in un regime di cambi fluttuanti il tasso di cambio nominale cresce (significa che ci vogliono più Corone per ogni Dollaro). Ciò è dovuto ad un aumento di Corone in circolazione dovuta probabilmente al fatto che gli investitori hanno riscosso i loro titoli. Una svalutazione del tasso di cambio ha come prima conseguenza quella di favorire le esportazioni e di rendere più costose le importazioni. Ciò fa sì che il PIL cresca e che quindi l'output gap sia positivo. E' importante evidenziare che in realtà la crescita del PIL avviene solo nel primo trimestre del 1993. Probabilmente la spiegazione va cercata nel fatto che gli effetti di una svalutazione si sentono con un leggero ritardo e che comunque, essa avviene solamente in Novembre (cioè a metà trimestre) mentre qui viene riportato solo il PIL e il tasso di cambio di fine trimestre. Infine l'aumento dei prezzi: anch'essi si aggiustano in ritardo rispetto alle fluttuazioni dell'output gap. Abbiamo una leggera crescita dei prezzi nel secondo trimestre del 1993; nel terzo, nonostante un aumento del PIL addirittura si verifica un calo dell'inflazione che però torna coerentemente a salire nel quarto trimestre.

LE TRASFORMAZIONI DEI DATI

Le serie storiche del deflatore del PIL (GDP) e dell'indice dei prezzi al consumo (CPI) vengono utilizzate per ricavarsi il tasso d'inflazione secondo questa formula:

$$\pi_t = 4 * 100 * \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right),$$

dove l'indice P_t è alternativamente l'indice GDP o l'indice CPI al tempo t a seconda dello strumento usato per calcolare l'inflazione. Da sottolineare che

all'aggregato $\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ è stata applicata una trasformazione logaritmica e successivamente il risultato è stato moltiplicato per cento per percentualizzare l'inflazione e per quattro per annualizzarla (infatti i trimestri in un anno sono quattro). Nei grafici sottostanti le serie trasformate verranno chiamate rispettivamente GDP_tr e CPI_tr.

Il tasso di cambio nominale al tempo t e_t è stato trasformato in modo da evidenziare la sua variazione logaritmica in due periodi successivi:

$$e_gr_t = 4*100* \log\left(\frac{e_t}{e_{t-1}}\right)$$

Anche qui si è moltiplicato per cento il tasso di crescita del cambio nominale per percentualizzarlo e per quattro per annualizzarlo.

Si sono poi trovati i salari reali orari w_r_t utilizzando i salari nominali orari w_t .

Ad essi è stata applicata anche una trasformazione logaritmica:

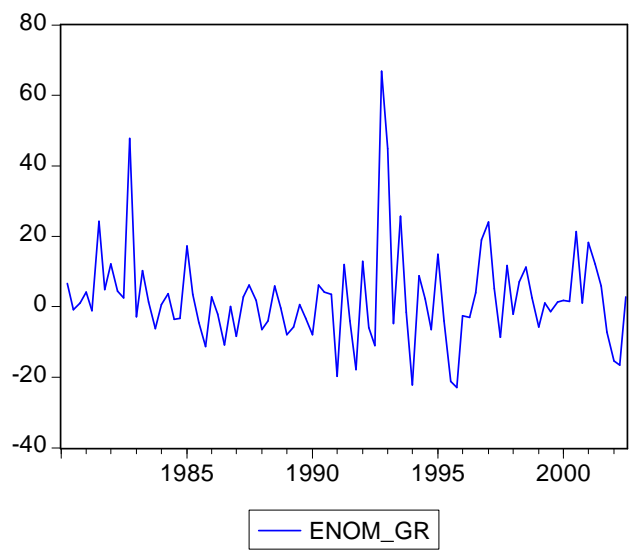
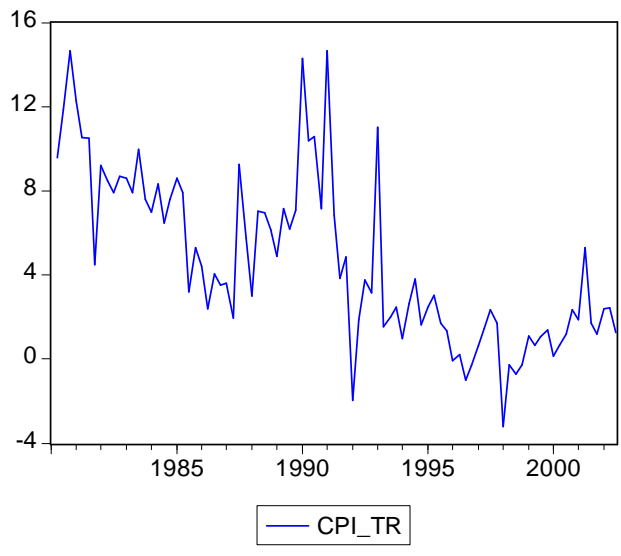
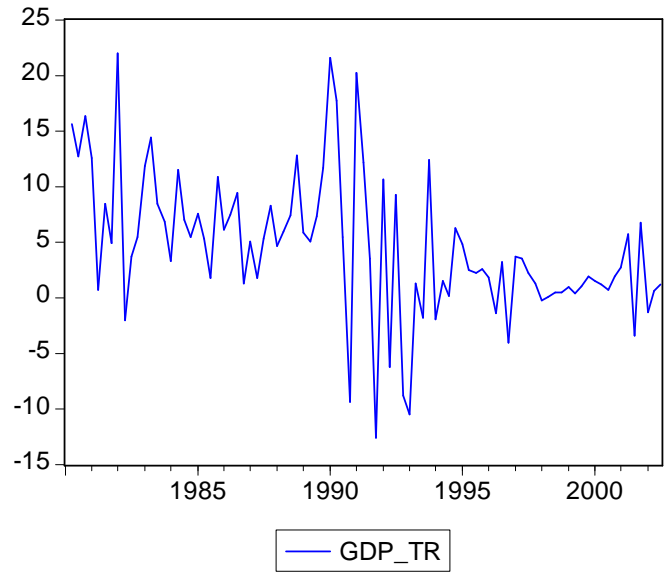
$$w_r_t = \log\left(\frac{w_t}{P_t}\right)$$

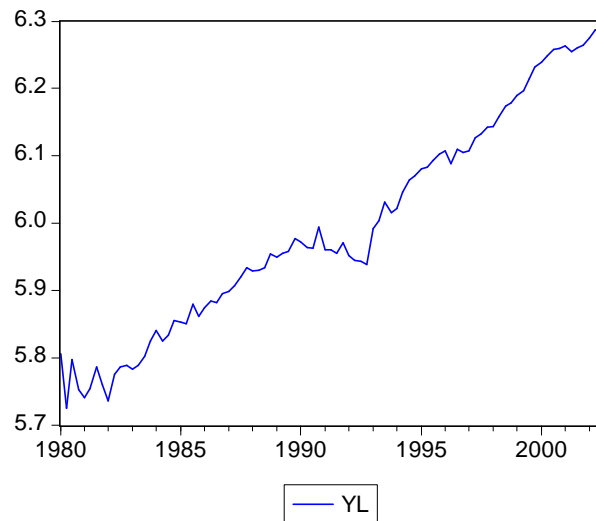
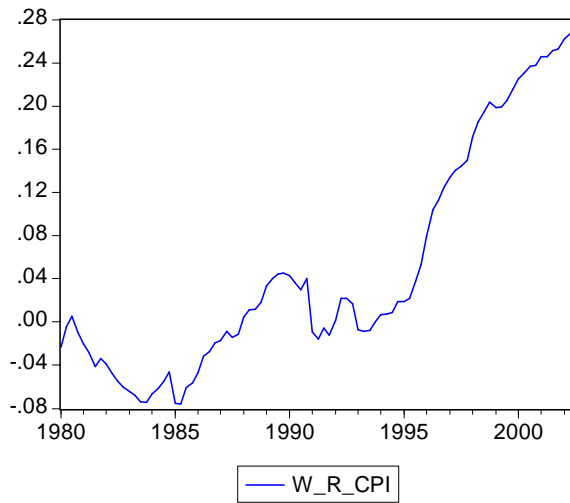
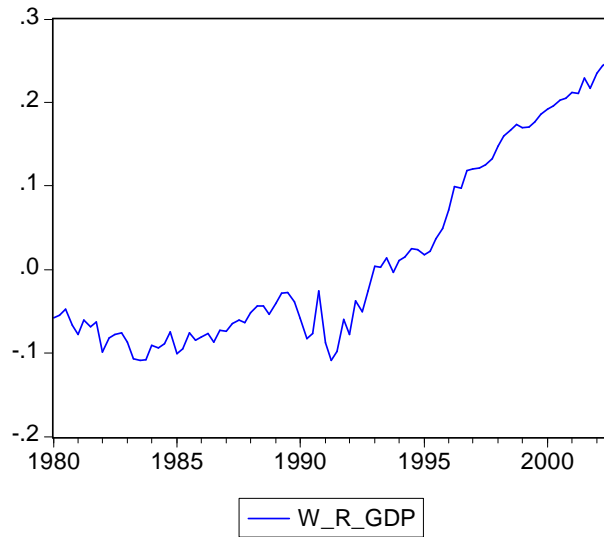
dove P_t è un indice dei prezzi. La serie del logaritmo dei salari orari calcolati con i GDP è w_r_gdp mentre quella con i CPI è w_r_cpi .

All'indice del PIL reale y_t è stata applicata una trasformazione logaritmica:

$$yL_t = \log(y_t)$$

Al tasso d'interesse di breve periodo non è stata applicata alcuna trasformazione.





VERIFICA EMPIRICA DEL COST-CHANNEL

Costruiamo ora una curva di Phillips ibrida per la Svezia e verifichiamo la presenza o meno, per il Paese scandinavo, del cost-channel.

CURVA DI PHILLIPS CON IL GDP

Abbiamo ottenuto il tasso d'inflazione, con la procedura esposta precedentemente, sostituendo all'aggregato P_t il deflatore del PIL (GDP). Se però utilizziamo questa nuova serie storica nelle nostre verifiche empiriche, i coefficienti dell'inflazione attesa e dell'inflazione al tempo precedente non risultano significativi. Per questo motivo calcoliamo un nuovo tasso d'inflazione che scaturisce da una media mobile semplice del tasso d'inflazione π_t con pesi tutti uguali ad 1/8:

$$\text{INFL}_t = (\pi_t + \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3} + \pi_{t-4} + \pi_{t-5} + \pi_{t-6} + \pi_{t-7})/8$$

Possiamo osservare anche che gli elementi della media mobile appartengono, a parte π_t , tutti al passato. Questo modo di calcolare l'inflazione è chiamata di "core inflation". È una misura più interessante dell'inflazione perché non risente della volatilità dei prezzi di alcuni beni. Un altro motivo per cui preferiamo usare questa media mobile è che anche la Banca Centrale fa riferimento ad una misura di "core inflation" per fissare il target di politica monetaria.

Notiamo anche che disponiamo del PIL reale mentre nella curva di Phillips è presente l'output gap.

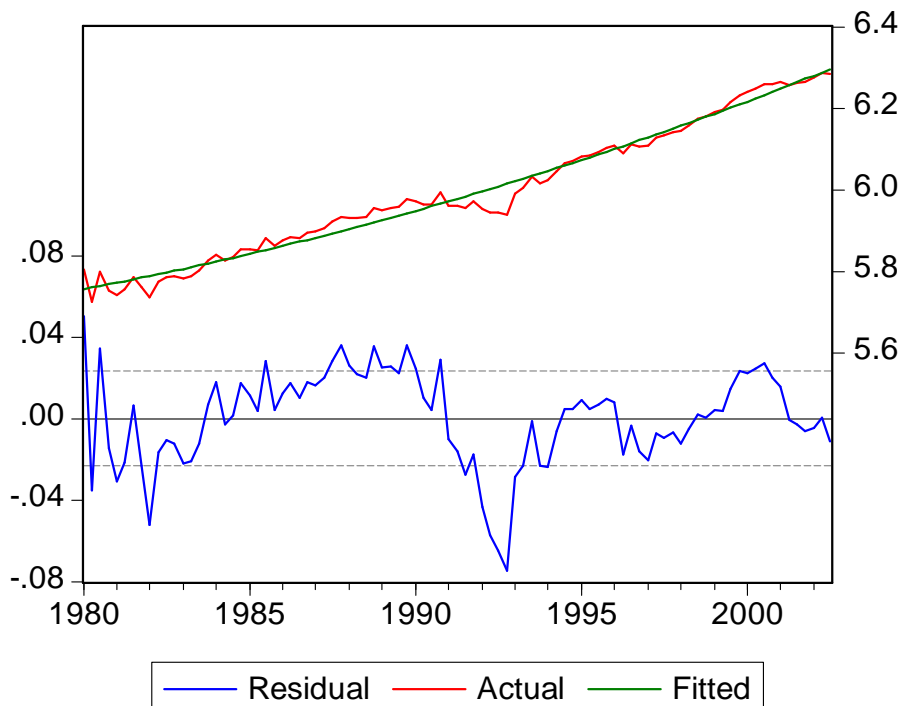
A questo punto, calcoliamo l'output gap utilizzando la serie storica del logaritmo del PIL reale y_{L_t} . Stimiamo quindi una funzione di crescita del logaritmo del PIL reale identificando i valori fittati con \bar{y}_{L_t} cioè il logaritmo del PIL potenziale di lungo periodo.

La crescita del logaritmo del PIL reale può essere approssimata con un trend quadratico. Notiamo che sia il coefficiente del trend lineare sia quello del trend quadratico sono fortemente significativi anche se il valore assoluto di quest'ultimo è davvero ridotto. Il valore del coefficiente di determinazione R^2 è alto e conferma la bontà della stima effettuata.

Dependent Variable: YL
 Method: Least Squares
 Date: 06/25/06 Time: 00:45
 Sample: 1980:1 2002:3
 Included observations: 91

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.755505	0.007207	798.5584	0.0000
@TREND	0.003841	0.000370	10.37738	0.0000
@TREND^2	2.40E-05	3.98E-06	6.031200	0.0000
R-squared	0.979274	Mean dependent var	5.993516	
Adjusted R-squared	0.978803	S.D. dependent var	0.160885	
S.E. of regression	0.023424	Akaike info criterion	-4.637742	
Sum squared resid	0.048282	Schwarz criterion	-4.554966	
Log likelihood	214.0173	F-statistic	2078.942	
Durbin-Watson stat	0.658750	Prob(F-statistic)	0.000000	

A noi però interessano i residui di questa stima perché coincidono proprio con la serie storica dell'output gap: infatti essi non sono altro che la differenza tra il logaritmo del PIL che si è realmente verificato e i valori fittati cioè il logaritmo del PIL potenziale di lungo periodo.



Successivamente moltiplichiamo l'output gap per cento in modo da percentualizzarlo.

Prima di stimare la curva di Phillips è d'obbligo notare che non abbiamo la serie storica dell'inflazione attesa e che, in sostituzione ad essa, utilizzeremo la serie dell'inflazione che si verifica nel periodo successivo. In altre parole poniamo,

$$\pi_{t+1} = E_t \pi_{t+1} + u_{t+1}$$

La presenza del termine d'errore è dovuta al fatto che, per quanto siano razionali, le aspettative d'inflazione non saranno mai coincidenti con i valori che si realizzeranno effettivamente. La conseguenza principale è che siamo costretti ad assumere che la variabile π_{t+1} sia endogena cioè correli con l'errore τ_t .

L'equazione che vogliamo stimare è

$$\pi_t = \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_R R_t + \gamma_y (y - \bar{y})_t + \tau_t$$

Quella che riusciamo a stimare è

$$\pi_t = \gamma_f \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_R R_t + \gamma_y (y - \bar{y})_t + z_t \text{ con } z_t = \tau_t - \gamma_f u_{t+1}$$

Poiché il termine d'errore u_{t+1} è presente sia in z_t che in $E_t \pi_{t+1}$ essi sono correlati.

Avendo dimostrato la correlazione tra la variabile esplicativa $E_t \pi_{t+1}$ e l'errore z_t , è evidente che non possiamo usare nelle nostre stime il metodo dei minimi quadrati ordinari perché viene violata una delle ipotesi che sta alla base del suo utilizzo.

Si preferisce perciò usare il metodo dei minimi quadrati a due stadi. Il metodo dei minimi quadrati a due stadi ha bisogno di un set di variabili strumentali Z in cui siano comprese sia le variabili esogene incluse nell'equazione da stimare sia le esogene escluse. Mentre le esogene incluse non sono altro che strumenti di sé stesse, le esogene escluse fungeranno da strumenti per la variabile endogena. E' per questo che è essenziale che le esogene escluse correlino con la variabile endogena e siano ortogonali all'errore.

Il metodo da noi utilizzato è chiamato così perché è una procedura di calcolo a due stadi.

Se il modello da stimare è $y = X\beta + u$

- nel primo stadio per ogni variabile esplicativa x_j viene stimato con i minimi quadrati ordinari il modello

$$x_j = Z \gamma_j + \text{errore}$$

e si calcolano i valori teorici

$$\hat{x}_j = Z \hat{\gamma}_j$$

- al secondo stadio si stima con i minimi quadrati ordinari il modello

$$y = \hat{X} \beta + u^*$$

E' importante capire che comunque $u \neq u^*$ cioè l'errore del modello che si è creato con il metodo dei minimi quadrati a due stadi è diverso dal modello originario.

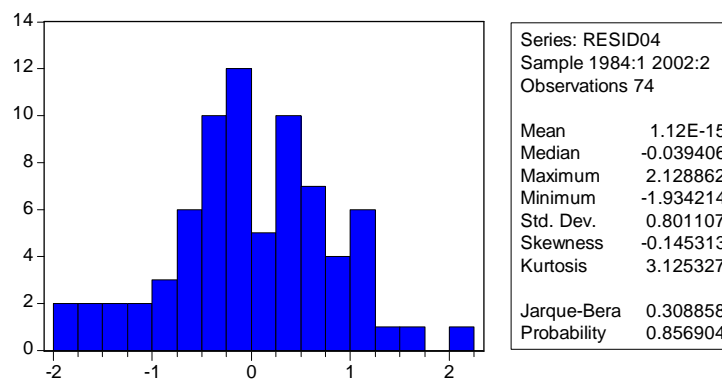
A questo punto possiamo stimare la nostra equazione: il set di strumenti comprende da uno a otto passi indietro rispetto al periodo t per il tasso d'inflazione, da uno a cinque passi indietro per il tasso d'interesse a breve, da uno a sei passi indietro per il logaritmo dei salari reali orari, da uno a tre passi indietro per le variazioni logaritmiche del tasso di cambio nominale e da uno a quattro passi indietro per l'output gap. Gli strumenti sono stati scelti sulla base della significatività dei coefficienti delle variabili dell'equazione che verrà stimata.

Il fatto di aver costruito il tasso d'inflazione attraverso una media mobile e di avere nel set di strumenti anche l'inflazione otto passi indietro ci fa perdere molte osservazioni (ben sedici all'inizio dell'arco di tempo da noi preso in considerazione). Senza contare che ne perdiamo una anche alla fine visto che usiamo al posto dell'inflazione attesa l'inflazione che si verifica realmente nel periodo successivo. Il campione, sul quale viene definita la stima, va ora dal primo trimestre del 1984 al secondo trimestre del 2002.

Dependent Variable: INFL
Method: Two-Stage Least Squares
Date: 06/28/06 Time: 23:01
Sample(adjusted): 1984:1 2002:2
Included observations: 74 after adjusting endpoints
Instrument list: C INFL(-1 TO -8) R_A_BREVE(-1 TO -5) W_R(-1 TO -6)
ENOM_GR(-1 TO-3) GAPQUAD(-1 TO -4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.268825	0.224959	-1.194997	0.2362
INFL(1)	0.286256	0.111686	2.563052	0.0126
INFL(-1)	0.599985	0.090878	6.602095	0.0000
R_A_BREVE(-1)	0.073993	0.032943	2.246102	0.0279
GAPQUAD(-1)	0.177439	0.075973	2.335540	0.0224
R-squared	0.944071	Mean dependent var		4.000358
Adjusted R-squared	0.940829	S.D. dependent var		3.387452
S.E. of regression	0.824000	Sum squared resid		46.84936
F-statistic	286.2885	Durbin-Watson stat		2.432239
Prob(F-statistic)	0.000000			

Le stime dei coefficienti sono tutte significativamente diverse da zero. Controlliamo ora i residui: è importante che essi siano determinazione di un processo white noise. Perciò usiamo l'autocorrelazione stimata per verificare se la vera autocorrelazione è statisticamente diversa dall'autocorrelazione di un processo white noise (che è nulla). Poiché per un white noise la varianza dell'autocorrelazione stimata è approssimativamente $1/n$, con n numerosità campionaria, per ogni ritardo, sotto ipotesi di normalità, la regione di accettazione al livello di significatività del 5% è $[-1.96/\sqrt{n}, 1.96/\sqrt{n}]$. Un valore dell'autocorrelazione stimata al di fuori di questo intervallo porta a ritenere che la vera autocorrelazione sia significativamente diversa da zero. Vediamo se i residui hanno approssimativamente una distribuzione normale



La statistica test di Jarque-Bera verifica la normalità dei residui. Essa si calcola:

$$\text{Jarque-Bera} = \frac{n-k}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right)$$

dove k è il numero di regressori presenti nel modello, S è l'indice di asimmetria e K è l'indice di curtosi. La statistica di Jarque-Bera si distribuisce come una chi-quadrato con due gradi di libertà.

Si ricorda infine che in una normale standard S e K assumono rispettivamente valore zero e tre.

La statistica di Jarque-Bera in questo caso accetta l'ipotesi nulla di normalità dei residui.

A questo punto verifichiamo se le autocorrelazioni stimate escono dall'intervallo [-0.228, 0.228].

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.255	-0.255	5.0096	0.025
2	0.051	-0.015	5.2164	0.074
3	-0.304	-0.315	12.559	0.006
4	0.148	-0.010	14.310	0.006
5	0.235	0.307	18.794	0.002
6	-0.046	0.004	18.966	0.004
7	0.022	0.077	19.005	0.008
8	-0.496	-0.428	39.951	0.000
9	0.346	0.101	50.299	0.000
10	-0.060	0.001	50.619	0.000

Notiamo che esse escono dalle bande al primo, al terzo, al quinto, all'ottavo e al nono ritardo.

Utilizziamo anche la statistica di Ljung-Box definita come

$$Q(m) = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{1}{n-k} \rho_k^2$$

dove m è il numero di autocorrelazioni prese in esame, k è il ritardo dell'autocorrelazione e ρ_k l'autocorrelazione stimata al ritardo k. La statistica di Ljung-Box si distribuisce con una chi-quadrato con m gradi di libertà.

La statistica di Ljung-Box, in questo caso, accetta l'ipotesi nulla di autocorrelazione seriale dei residui. Non possiamo accettare la presenza di autocorrelazione al primo ritardo perché si dovrebbe considerare le variabili dipendenti ritardate come endogene, cosa che non è stata fatta.

Noi riusciamo a stimare $\pi_t = \gamma_f \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_R R_t + \gamma_y (y - \bar{y})_t + z_t$

quindi $\pi_{t-1} = \gamma_f \pi_t + \gamma_b \pi_{t-2} + \gamma_R R_{t-1} + \gamma_y (y - \bar{y})_{t-1} + z_{t-1}$

Poiché π_{t-1} dipende da z_{t-1} e se $E(z_t, z_{t-1}) \neq 0$, significa che $E(z_t, \pi_{t-1}) \neq 0$. Questo implica che in questo caso anche π_{t-1} è endogena.

Per ridurre la correlazione tra i residui si aggiungono, tra le esplicative, altre variabili dipendenti ritardate. Nel nostro caso aggiungiamo π_{t-3} e π_{t-4} . Per cui il modello da noi stimato diventa:

$$\pi_t = \gamma_f \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_q \pi_{t-3} + \gamma_a \pi_{t-4} + \gamma_R R_t + \gamma_y (y - \bar{y})_t + z_t$$

Se c'è incorrelazione tra i residui l'unica variabile endogena è π_{t+1} . Da segnalare che π_t è calcolato attraverso la media mobile precedentemente esposta.

Il set di strumenti presi in considerazione sono gli stessi dell'equazione precedente. Anche qui il campione perde sedici osservazioni all'inizio e una alla fine: si prende in considerazione il periodo che va dal primo trimestre 1984 al secondo del 2002.

Dependent Variable: INFL
Method: Two-Stage Least Squares
Date: 06/28/06 Time: 23:12
Sample(adjusted): 1984:1 2002:2
Included observations: 74 after adjusting endpoints
Instrument list: C INFL(-1 TO -8) R_A_BREVE(-1 TO -5) W_R(-1 TO -6)
ENOM_GR(-1 TO -3) GAPQUAD(-1 TO -4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.274183	0.214568	-1.277833	0.2057
INFL(1)	0.233211	0.111976	2.082687	0.0411
INFL(-1)	0.669677	0.092012	7.278188	0.0000
INFL(-3)	-0.310497	0.097464	-3.185762	0.0022
INFL(-4)	0.303476	0.086835	3.494848	0.0008
R_A_BREVE(-1)	0.064653	0.032608	1.982746	0.0515
GAPQUAD(-1)	0.243890	0.079058	3.084932	0.0030
R-squared	0.951293	Mean dependent var		4.000358
Adjusted R-squared	0.946931	S.D. dependent var		3.387452
S.E. of regression	0.780357	Sum squared resid		40.80016
F-statistic	214.9666	Durbin-Watson stat		2.335424
Prob(F-statistic)	0.000000			

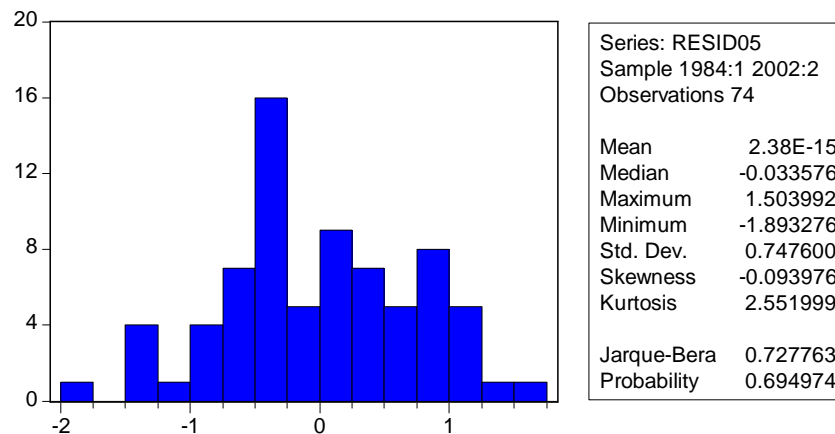
Le stime dei coefficienti sono tutte significative al valore soglia del 5% tranne quello del tasso d'interesse e l'intercetta. Per quanto riguarda il coefficiente del tasso d'interesse è significativo ad un valore soglia del 10% e comunque la probabilità che venga accettata l'ipotesi nulla è di poco superiore al 5%. L'intercetta anche se non significativa è di prassi sempre stimata nel modello.

Si nota una differenza con il modello teorico accennato sopra: viene considerato l'output gap e il tasso d'interesse precedente al periodo t . Questo è probabilmente dovuto ai ritardi esistenti nella trasmissione degli effetti del tasso d'interesse e dell'output gap. Infatti, un imprenditore dovrà rimborsare il prestito in un periodo successivo a quello in cui l'ha ricevuto per cui un aumento del tasso d'interesse si farà sentire più tardi sul livello dei prezzi. Si può ipotizzare in questo caso dei prestiti trimestrali. Sia il coefficiente del tasso d'interesse a breve sia quello sull'output gap sono positivi come previsto dal modello teorico.

Il coefficiente di determinazione R^2 è alto. La statistica F verifica la plausibilità di un modello con solo l'intercetta contro l'alternativa del modello da noi specificato. Si rifiuta l'ipotesi nulla. Il miglioramento apportato dalle altre variabili è significativo.

Trascuriamo il test di Durbin-Watson che verifica l'autocorrelazione dei residui perché viene violata l'ipotesi per cui tutte le variabili esplicative devono essere indipendenti dagli errori. Invece il modello prevede al suo interno la variabile endogena π_{t+1} .

Verifichiamo la normalità dei residui:

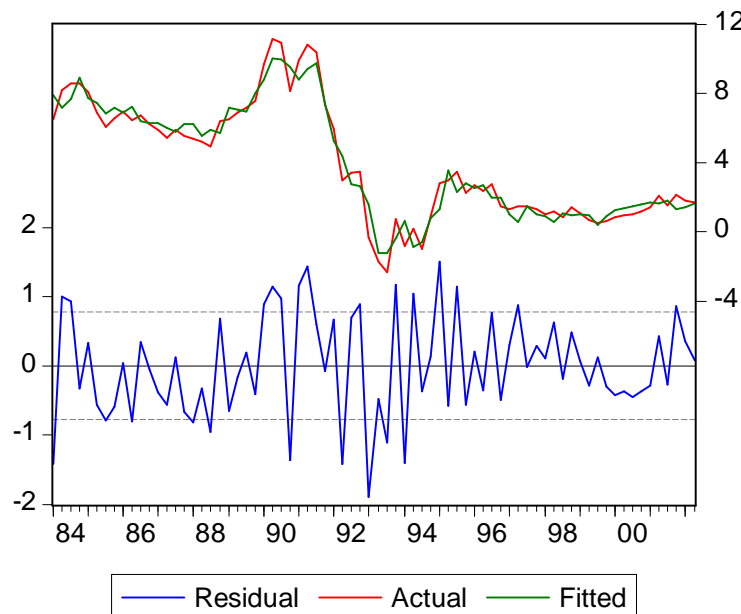


La statistica di Jarque-Bera accetta l'ipotesi nulla sulla normalità degli errori.

Poiché il numero di osservazioni utilizzate non è cambiato le autocorrelazioni stimate devono essere all'interno dell'intervallo $[-0.228, 0.228]$.

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.193	-0.193	2.8583	0.091
2	0.144	0.111	4.4826	0.106
3	0.061	0.113	4.7802	0.189
4	0.057	0.076	5.0452	0.283
5	0.037	0.040	5.1575	0.397
6	-0.025	-0.039	5.2088	0.517
7	0.087	0.056	5.8387	0.559
8	-0.458	-0.468	23.721	0.003
9	0.272	0.130	30.125	0.000
10	-0.148	0.015	32.043	0.000
11	0.002	0.030	32.043	0.001
12	-0.151	-0.149	34.112	0.001
13	-0.002	-0.007	34.112	0.001
14	-0.119	-0.149	35.441	0.001
15	0.091	0.191	36.238	0.002

L'autocorrelazione stimata sui primi sette ritardi non è significativa. Questo risultato è confermato dal test di Ljung-Box. All'ottavo ritardo e al nono ritardo il test è statisticamente significativo. L'autocorrelazione al nono ritardo è però per lo più influenzata da quella presente all'ottavo ritardo visto che l'autocorrelazione parziale non è significativa. Il test di Ljung-Box in questo senso non ci aiuta: a causa dell'influenza dell'autocorrelazione all'ottavo ritardo è portato a rifiutare l'ipotesi nulla di in correlazione dall'ottavo ritardo in poi.



Le bande tratteggiate dovrebbero contenere il 95% dei residui se la loro distribuzione fosse un white noise. Notiamo che essi escono dalle bande

soprattutto nel periodo a cavallo del 1993, proprio quando in Svezia si è passati da un regime di cambi semi-fissi ad un regime di cambi fluttuanti.

Complessivamente le nostre verifiche supportano l'ipotesi di incorrelazione dei residui.

Cerchiamo ora di mostrare la validità degli strumenti utilizzati. Affinché uno strumento sia valido esso deve possedere due caratteristiche: la prima è che sia correlato con il regressore endogeno, ipotesi necessaria per l'identificazione, la seconda è che sia incorrelato con l'errore. Se la prima condizione venisse violata, lo strumento non fornirebbe alcuna informazione per l'identificazione del coefficiente del regressore endogeno.

Per verificare se uno strumento è informativo regrediamo la variabile endogena (π_{t+1}) sull'intero set di strumenti che comprende anche le esogene incluse nel modello. Successivamente facciamo un test congiunto per verificare la significatività dei coefficienti degli strumenti aggiuntivi.

Dependent Variable: INFL(1)
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/06 Time: 11:16
 Sample(adjusted): 1984:1 2002:2
 Included observations: 74 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.303187	1.125897	-0.269285	0.7889
INFL(-1)	0.889376	0.239931	3.706804	0.0006
INFL(-2)	0.080021	0.310096	0.258052	0.7975
INFL(-3)	-0.106914	0.274109	-0.390041	0.6983
INFL(-4)	0.277923	0.277057	1.003124	0.3209
INFL(-5)	-0.204505	0.264840	-0.772183	0.4439
INFL(-6)	-0.258198	0.236627	-1.091162	0.2808
INFL(-7)	-0.353270	0.202268	-1.746544	0.0872
INFL(-8)	0.421192	0.162036	2.599372	0.0124
R_A_BREVE(-1)	0.071193	0.070272	1.013110	0.3162
R_A_BREVE(-2)	0.058956	0.081041	0.727489	0.4705
R_A_BREVE(-3)	-0.092746	0.085076	-1.090155	0.2812
R_A_BREVE(-4)	0.061979	0.075906	0.816515	0.4183
R_A_BREVE(-5)	0.005740	0.067173	0.085454	0.9323
W_R(-1)	13.05078	14.00281	0.932012	0.3561
W_R(-2)	0.976492	17.53877	0.055676	0.9558
W_R(-3)	1.168930	17.96817	0.065056	0.9484
W_R(-4)	-5.871179	17.76587	-0.330475	0.7425
W_R(-5)	-26.99700	17.01450	-1.586706	0.1193
W_R(-6)	16.00019	13.01781	1.229100	0.2252
ENOM_GR(-1)	-0.014385	0.013763	-1.045211	0.3013
ENOM_GR(-2)	0.024479	0.015025	1.629223	0.1100
ENOM_GR(-3)	0.004257	0.014816	0.287293	0.7752
GAPQUAD(-1)	0.306152	0.136111	2.249284	0.0292
GAPQUAD(-2)	0.091621	0.169692	0.539926	0.5918
GAPQUAD(-3)	-0.060644	0.164520	-0.368610	0.7141
GAPQUAD(-4)	0.103158	0.145258	0.710170	0.4811
R-squared	0.941124	Mean dependent var		3.936689
Adjusted R-squared	0.908554	S.D. dependent var		3.384806
S.E. of regression	1.023565	Akaike info criterion		3.160273
Sum squared resid	49.24123	Schwarz criterion		4.000945
Log likelihood	-89.93010	F-statistic		28.89567
Durbin-Watson stat	1.237961	Prob(F-statistic)		0.000000

Il risultato del test F sulla significatività congiunta dei coefficienti degli strumenti aggiuntivi è

F-statistic 2.207430 Probability 0.012275

Il test rifiuta al livello 5% l'ipotesi nulla di restrizione a zero dei coefficienti.

Gli strumenti sono informativi.

Ora cerchiamo di verificare l'incorrelazione tra gli strumenti e l'errore del modello da noi stimato.

Per fare ciò utilizzeremo il test di Sargan: gli errori del modello devono però essere omoschedastici e incorrelati.

L'incorrelazione l'abbiamo precedentemente testata; per l'omoschedasticità calcoliamo il test di White.

Il test di White verifica l'ipotesi nulla di omoschedasticità degli errori contro l'alternativa di eteroschedasticità con matrice di varianze di forma generica.

Il test richiede di calcolare n volte l' R^2 della regressione del quadrato dei residui del modello e tutti (purchè unici) i momenti del primo ordine, del secondo ordine, e i momenti incrociati dei regressori originari. La statistica test si distribuisce come una chi-quadrato con gradi di libertà uguali al numero dei regressori nella regressione ausiliaria escludendo l'intercetta.

White Heteroskedasticity Test:

Obs*R-squared 60.47094 Probability 0.000229

Il test rifiuta l'ipotesi di omoschedasticità; decidiamo comunque di assumere gli errori omoschedastici perché la potenza del test di White è bassa se il numero di osservazioni è modesto. Il rifiuto dell'ipotesi nulla potrebbe essere dovuto anche dall'autocorrelazione all'ottavo ritardo.

Il test di Sargan si calcola moltiplicando per n l' R^2 della regressione ausiliaria dei residui del modello sull'intero insieme di strumenti. La statistica test si distribuisce come una chi-quadrato con gradi di libertà pari al numero di strumenti aggiuntivi non necessari (grado di sovraidentificazione).

Dependent Variable: RESID01
Method: Least Squares
Date: 06/22/06 Time: 11:01
Sample(adjusted): 1984:1 2002:2
Included observations: 74 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.093980	0.807940	-0.116321	0.9079
INFL(-1)	-0.028475	0.172173	-0.165385	0.8694
INFL(-2)	0.174339	0.222524	0.783459	0.4373
INFL(-3)	-0.037129	0.196700	-0.188759	0.8511
INFL(-4)	-0.042560	0.198815	-0.214069	0.8314
INFL(-5)	0.120439	0.190048	0.633727	0.5293
INFL(-6)	-0.193484	0.169803	-1.139465	0.2603
INFL(-7)	0.096970	0.145147	0.668079	0.5074
INFL(-8)	-0.046324	0.116277	-0.398393	0.6921
R_A_BREVE(-1)	-0.005098	0.050427	-0.101095	0.9199
R_A_BREVE(-2)	-0.019925	0.058155	-0.342623	0.7334
R_A_BREVE(-3)	0.021367	0.061050	0.349994	0.7279
R_A_BREVE(-4)	-0.069276	0.054470	-1.271814	0.2097
R_A_BREVE(-5)	0.056680	0.048203	1.175859	0.2456
W_R(-1)	0.248630	10.04837	0.024743	0.9804
W_R(-2)	0.680584	12.58577	0.054076	0.9571
W_R(-3)	3.443562	12.89390	0.267069	0.7906
W_R(-4)	2.313324	12.74873	0.181455	0.8568
W_R(-5)	0.184770	12.20955	0.015133	0.9880
W_R(-6)	-7.568801	9.341540	-0.810231	0.4219
ENOM_GR(-1)	-0.009764	0.009876	-0.988618	0.3279
ENOM_GR(-2)	0.003771	0.010782	0.349716	0.7281
ENOM_GR(-3)	0.011320	0.010632	1.064684	0.2925
GAPQUAD(-1)	-0.051330	0.097673	-0.525525	0.6017
GAPQUAD(-2)	0.070978	0.121771	0.582884	0.5628
GAPQUAD(-3)	-0.001059	0.118059	-0.008974	0.9929
GAPQUAD(-4)	-0.097510	0.104237	-0.935461	0.3543
R-squared	0.251515	Mean dependent var	1.63E-15	
Adjusted R-squared	-0.162540	S.D. dependent var	0.681227	
S.E. of regression	0.734507	Akaike info criterion	2.496579	
Sum squared resid	25.35654	Schwarz criterion	3.337251	
Log likelihood	-65.37341	F-statistic	0.607444	
Durbin-Watson stat	1.855802	Prob(F-statistic)	0.912968	

statistica test ha valore 18.612 da confrontare con una distribuzione chi-quadrato con 19 gradi di libertà. Il p-value è di 0.482. Gli strumenti sono incorrelati con l'errore.

Analisi dei coefficienti

Secondo CHS $\gamma_R = \chi (1 + \Psi_R)$ e $\gamma_y = \chi [\sigma + (\eta + \alpha)/(1-\alpha)]$ dove η l'elasticità di sostituzione intertemporale del lavoro mentre $1-\alpha$ è la parte di reddito attribuito al lavoro. Proviamo a vedere cosa succede dando dei valori, presi dalla letteratura economica, a questi parametri. $1-\alpha$ è fisso a $2/3$.

Se $\eta = 1$ e $\sigma = 1$, χ è uguale a 0.0589 e $(1 + \Psi_R)$ è uguale a 1.256

Se $\eta=1$ e $\sigma=2$, χ è uguale a 0.0442 e $(1+\Psi_R)$ è uguale a 1.674

Se $\eta=0$ e $\sigma=2$, χ è uguale a 0.0709 e $(1+\Psi_R)$ è uguale a 1.043

Si noti che in tutti e tre i casi il peso delle imperfezioni del mercato finanziario è maggiore del peso del costo di amministrare i fondi.

E' importante sottolineare che per la Svezia, almeno seguendo i nostri risultati, la forza relativa del canale di domanda, sia che si assegni a σ valore 1 o 2, è maggiore di quello d'offerta. In altre parole $\gamma_R < \gamma_y / \sigma$. Ciò significa che un aumento del tasso d'interesse fa sì che ci sia un calo del canale di domanda che provoca una diminuzione del tasso d'inflazione. Questa diminuzione viene contrastata dal cost-channel che però non riesce a far cambiar segno all'inflazione. In altre parole, in Svezia, l'inflazione reagirà negativamente ad una politica restrittiva.

CURVA DI PHILLIPS CON IL CPI

Dopo aver calcolato il tasso d'inflazione π_t sostituendo all'aggregato P_t l'indice dei prezzi al consumo (CPI), verifichiamo che otteniamo stime non significative delle variabili tasso d'inflazione attesa e tasso d'inflazione al periodo precedente. Costruiamo allora una media mobile semplice del tasso d'inflazione π_t con elementi appartenenti solo al passato e con pesi tutti uguali ad 1/16:

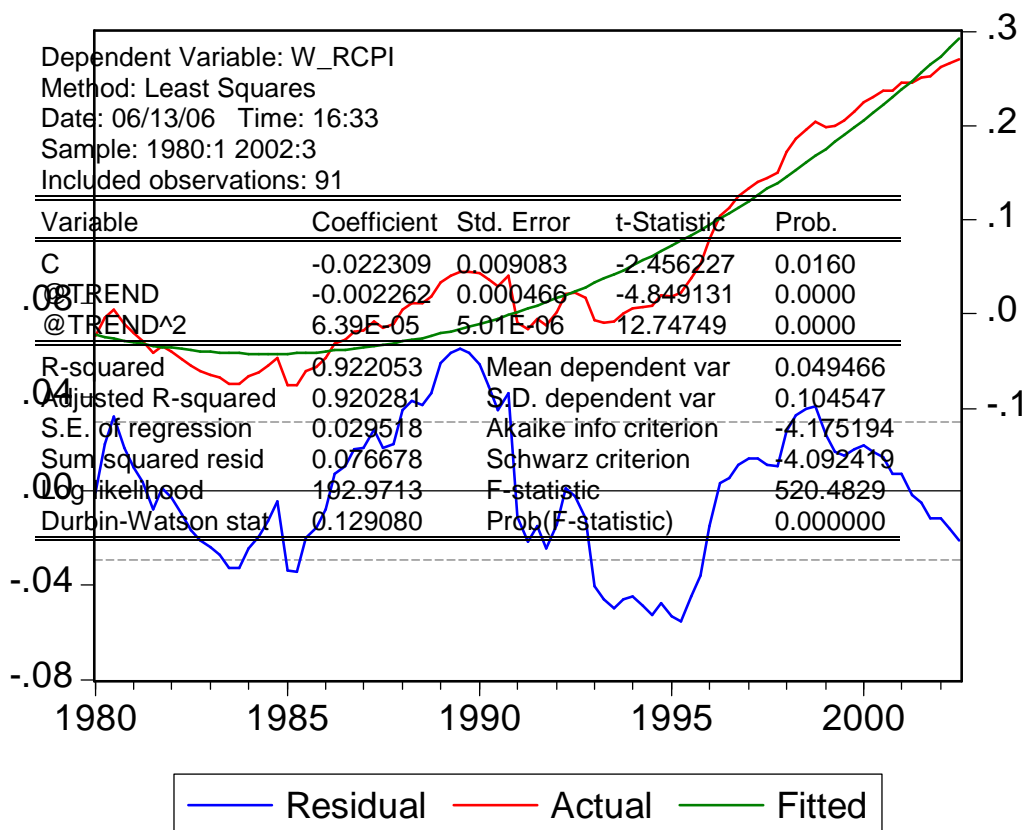
$CPI-INFL_t =$

$$(\pi_t + \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3} + \pi_{t-4} + \pi_{t-5} + \pi_{t-6} + \pi_{t-7} + \pi_{t-8} + \pi_{t-9} + \pi_{t-10} + \pi_{t-11} + \pi_{t-12} + \pi_{t-13} + \pi_{t-14} + \pi_{t-15})/16$$

Usando i CPI non calcoliamo l'output gap perché se lo inseriamo nelle stime della curva di Phillips il suo coefficiente risulta non significativo. A questo punto prendiamo il logaritmo dei salari reali orari per approssimare il canale di domanda. Anche se inseriamo il logaritmo dei salari reali orari la stima del suo coefficiente risulta non significativo. Seguiamo quindi la strada intrapresa da CHS e calcoliamo le deviazioni del logaritmo dei salari reali dallo stato stazionario. Stimiamo una funzione di crescita del logaritmo dei salari orari: i valori fittati corrispondono allo stato stazionario.

La significatività di entrambi i coefficienti ci portano a dire che la funzione di crescita del logaritmo dei salari è ben approssimata da un trend quadratico nonostante il valore del secondo parametro sia piccola in valore assoluto.

Ora utilizziamo i residui della stima, che non sono altro che le deviazioni del logaritmo dei salari orari dallo stato stazionario, e li moltiplichiamo per cento per percentualizzarli. Si noti che è la stessa procedura applicata per calcolare l'output gap anche se questa volta al posto del logaritmo del PIL c'è il logaritmo dei salari orari reali.



Il modello che vogliamo stimare è una curva di Phillips basata sui costi marginali (approssimati dalla presenza del tasso d'interesse e dalla deviazione del logaritmo del salario orario dallo stato stazionario):

$$\pi_t = \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_R R_t + \gamma_w (w - \bar{w})_t + \tau_t$$

dove $(w - \bar{w})_t$ è la deviazione del logaritmo del salario orario dallo stato stazionario e γ_w è il suo coefficiente.

Anche in questo caso, non avendo la serie delle aspettative dell'inflazione, utilizziamo l'inflazione al tempo t+1. Come spiegato sopra l'inflazione al tempo t+1 correla con l'errore.

L'immediata conseguenza è che non possa essere usato il metodo dei minimi quadrati ordinari.

Viene perciò applicato il metodo dei minimi quadrati a due stadi.

Il set di strumenti comprende da uno a quattro passi indietro rispetto al periodo t per il tasso d'inflazione, da uno a tre passi indietro per il tasso d'interesse a breve, da uno a tre passi indietro per il logaritmo dei salari reali orari, da uno a due passi indietro per le variazioni logaritmiche del tasso di cambio nominale, da uno a quattro passi indietro per l'output gap e due passi indietro delle deviazioni del logaritmo dei salari reali dallo stato stazionario. Anche qui il criterio di scelta degli strumenti è la significatività dei coefficienti delle variabili presenti nell'equazione stimata.

Per il modo in cui è stato costruito il tasso d'inflazione si perdono molte osservazioni (20 all'inizio una alla fine). Il nuovo campione va dal primo trimestre del 1985 al secondo del 2002.

La stima dell'equazione è

Dependent Variable: CINFL
Method: Two-Stage Least Squares
Date: 06/28/06 Time: 23:45
Sample(adjusted): 1985:1 2002:2
Included observations: 70 after adjusting endpoints
Instrument list: C CINFL(-1 TO -4) R_A_BREVE(-1 TO -3) W_RCPI(-1 TO -3) ENOM_GR(-1 TO -2) GAPQUAD(-1 TO -4) W(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.086139	0.038979	-2.209876	0.0306
CINFL(1)	0.435285	0.056935	7.645270	0.0000
CINFL(-1)	0.539721	0.053070	10.16995	0.0000
R_A_BREVE(-2)	0.020461	0.007089	2.886108	0.0053
W(-2)	0.006667	0.007640	0.872622	0.3861
R-squared	0.997728	Mean dependent var	4.159341	
Adjusted R-squared	0.997589	S.D. dependent var	2.679774	
S.E. of regression	0.131591	Sum squared resid	1.125550	
F-statistic	7125.282	Durbin-Watson stat	2.626148	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Il coefficiente delle deviazioni del logaritmo dei salari reali dallo stato stazionario non è significativo. Per accettare l'ipotesi di incorrelazione seriale le autocorrelazioni stimate devono essere all'interno dell'intervallo [-0.234, 0.234] Ci accorgiamo però che l'autocorrelazione al primo ritardo è significativa

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.317	-0.317	7.3306	0.007
2	-0.050	-0.167	7.5153	0.023
3	0.153	0.093	9.2787	0.026
4	-0.104	-0.031	10.101	0.039
5	-0.035	-0.064	10.194	0.070
6	-0.145	-0.238	11.848	0.065
7	0.111	-0.010	12.825	0.076
8	-0.098	-0.094	13.609	0.093
9	-0.139	-0.194	15.209	0.085
10	0.206	0.034	18.790	0.043

Questa volta invece di aggiungere tra le variabili esplicative altri ritardi della variabile inflazione decidiamo di considerare come endogena la variabile deviazione del logaritmo dei salari reali dallo stato stazionario.

Dependent Variable: CINFL
Method: Two-Stage Least Squares
Date: 06/29/06 Time: 00:00
Sample(adjusted): 1985:1 2002:2
Included observations: 70 after adjusting endpoints
Instrument list: C CINFL(-1 TO -4) R_A_BREVE(-1 TO -3) W_RCPI(-1 TO -3) ENOM_GR(-1 TO -2) GAPQUAD(-1 TO -4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.118624	0.044514	-2.664869	0.0097
CINFL(1)	0.352975	0.071282	4.951843	0.0000
CINFL(-1)	0.618173	0.066822	9.250994	0.0000
R_A_BREVE(-2)	0.023649	0.007803	3.030928	0.0035
W(-2)	0.027224	0.012174	2.236234	0.0288
R-squared	0.997335	Mean dependent var		4.159341
Adjusted R-squared	0.997171	S.D. dependent var		2.679774
S.E. of regression	0.142527	Sum squared resid		1.320411
F-statistic	6074.444	Durbin-Watson stat		2.177438
Prob(F-statistic)	0.000000			

I coefficienti, tranne quello delle deviazioni del logaritmo dei salari dallo stato stazionario (significativo allo 0.05) , sono tutti statisticamente significativi ad un livello dello 0.01. Si noti che sono state considerati il tasso d'interesse e le deviazioni del logaritmo dei salari dallo stato stazionario di due periodi precedenti rispetto al tasso d'inflazione che si desidera calcolare. Questo è dovuto ai ritardi di trasmissione degli effetti di queste due variabili che però

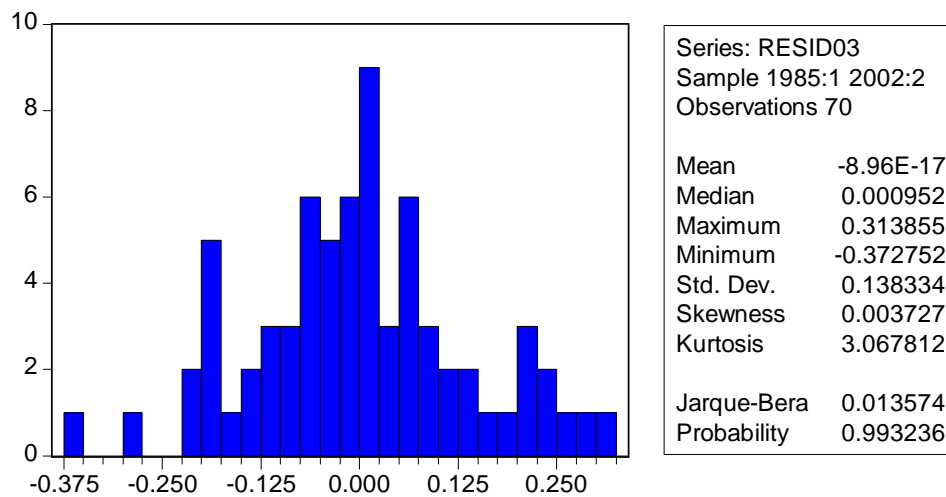
diventano più consistenti utilizzando i CPI. In questo caso si dovrebbero ipotizzare prestiti semestrali.

Si è cercato d'inserire il tasso d'interesse e le deviazioni del logaritmo dei salari dallo stato stazionario con un solo ritardo ma ciò comportava coefficienti negativi o statisticamente non significativi.

Il coefficiente di determinazione R^2 è alto. La statistica F verifica la plausibilità di un modello con solo l'intercetta contro l'alternativa del modello da noi specificato. Si rifiuta l'ipotesi nulla. Il miglioramento apportato dalle altre variabili è quindi significativo.

Trascuriamo il test di Durbin-Watson che verifica l'autocorrelazione dei residui perché viene violata l'ipotesi per cui tutte le variabili esplicative devono essere indipendenti dagli errori.

Analizziamo ora i residui:



Il test di Jarque-Bera accetta l'ipotesi nulla di normalità dei residui.

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.099	-0.099	0.7114	0.399
2	0.059	0.050	0.9705	0.616
3	0.192	0.205	3.7333	0.292
4	-0.033	0.003	3.8157	0.432
5	-0.005	-0.035	3.8176	0.576
6	-0.075	-0.123	4.2597	0.642
7	0.110	0.106	5.2265	0.632
8	-0.056	-0.012	5.4812	0.705
9	-0.109	-0.102	6.4695	0.692
10	0.137	0.080	8.0518	0.624

Tutte le autocorrelazioni ai primi dieci ritardi non sono statisticamente significative. Il test di Ljung-Box conferma questo risultato.

Verifichiamo la validità degli strumenti utilizzati. Questa volta abbiamo due variabili endogene: l'inflazione al tempo $t+1$ e la deviazione del logaritmo del salario orario dallo stato stazionario.

Regrediamo prima l'inflazione al tempo $t+1$ su tutti gli strumenti:

Dependent Variable: CINFL(1)
Method: Least Squares
Date: 06/29/06 Time: 00:03
Sample(adjusted): 1985:1 2002:2
Included observations: 70 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.900801	0.401782	-2.242015	0.0292
CINFL(-1)	1.159794	0.230211	5.037969	0.0000
CINFL(-2)	0.044100	0.299059	0.147463	0.8833
CINFL(-3)	-0.112288	0.302993	-0.370596	0.7124
CINFL(-4)	-0.178754	0.177706	-1.005893	0.3190
R_A_BREVE(-1)	0.072970	0.016091	4.534701	0.0000
R_A_BREVE(-2)	0.068572	0.018558	3.695044	0.0005
R_A_BREVE(-3)	-0.028506	0.023434	-1.216414	0.2292
W_RCPI(-1)	0.750995	4.099167	0.183207	0.8553
W_RCPI(-2)	-0.104796	5.732384	-0.018281	0.9855
W_RCPI(-3)	2.086635	4.323283	0.482651	0.6313
ENOM_GR(-1)	-0.002699	0.003319	-0.813192	0.4197
ENOM_GR(-2)	0.004990	0.003380	1.476321	0.1458
GAPQUAD(-1)	0.097592	0.031665	3.081999	0.0033
GAPQUAD(-2)	-0.052371	0.041877	-1.250584	0.2166
GAPQUAD(-3)	0.012855	0.036221	0.354910	0.7241
GAPQUAD(-4)	0.047968	0.030113	1.592906	0.1171
R-squared	0.991488	Mean dependent var	4.063517	
Adjusted R-squared	0.988919	S.D. dependent var	2.651624	
S.E. of regression	0.279129	Akaike info criterion	0.493228	
Sum squared resid	4.129399	Schwarz criterion	1.039291	
Log likelihood	-0.262980	F-statistic	385.8598	
Durbin-Watson stat	1.175736	Prob(F-statistic)	0.000000	

Facciamo quindi un test di restrizione congiunta dei coefficienti sulle esogene escluse:

F-statistic 10.45552 Probability 0.000000

Il test F rifiuta l'ipotesi nulla. Questi strumenti sono informativi per l'inflazione al tempo $t+1$.

Regrediamo ora le deviazioni del logaritmo dei salari dallo stato stazionario su tutti gli strumenti:

Dependent Variable: W(-2)
Method: Least Squares
Date: 06/26/06 Time: 04:10
Sample(adjusted): 1985:1 2002:2
Included observations: 70 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.299212	3.280634	-0.091206	0.9277
CINFL(-1)	4.226180	1.879717	2.248307	0.0287
CINFL(-2)	-0.098104	2.441879	-0.040175	0.9681
CINFL(-3)	-4.179307	2.473997	-1.689293	0.0970
CINFL(-4)	0.629609	1.451010	0.433911	0.6661
R_A_BREVE(-1)	0.120881	0.131389	0.920020	0.3617
R_A_BREVE(-2)	-0.012612	0.151528	-0.083235	0.9340
R_A_BREVE(-3)	-0.367896	0.191344	-1.922690	0.0599
W_RCPI(-1)	-24.79219	33.47055	-0.740717	0.4621
W_RCPI(-2)	151.6574	46.80610	3.240120	0.0021
W_RCPI(-3)	-121.2365	35.30049	-3.434413	0.0012
ENOM_GR(-1)	0.058209	0.027098	2.148077	0.0363
ENOM_GR(-2)	0.035984	0.027600	1.303784	0.1979
GAPQUAD(-1)	0.498756	0.258554	1.929025	0.0591
GAPQUAD(-2)	-0.264924	0.341938	-0.774772	0.4419
GAPQUAD(-3)	0.120462	0.295752	0.407307	0.6854
GAPQUAD(-4)	0.249073	0.245883	1.012975	0.3157
R-squared	0.596614	Mean dependent var		0.261436
Adjusted R-squared	0.474837	S.D. dependent var		3.145035
S.E. of regression	2.279149	Akaike info criterion		4.692992
Sum squared resid	275.3095	Schwarz criterion		5.239055
Log likelihood	-147.2547	F-statistic		4.899233
Durbin-Watson stat	0.359503	Prob(F-statistic)		0.000006

Facciamo quindi un test di restrizione congiunta dei coefficienti sulle esogene escluse:

F-statistic 5.376489 Probability 0.000003

Il test F rifiuta l'ipotesi nulla. Questi strumenti sono informativi per le deviazioni del logaritmo dei salari dallo stato stazionario.

Facciamo un test di White per verificare l'omoschedasticità degli errori del modello

White Heteroskedasticity Test:

Obs*R-squared 15.25655 Probability 0.360845

Il test accetta l'ipotesi nulla di omoschedasticità degli errori.

A questo punto possiamo applicare il test di Sargan.

Facciamo la regressione dei residui del modello sull'intero set di strumenti:

Dependent Variable: RESID04
Method: Least Squares
Date: 06/26/06 Time: 04:19
Sample(adjusted): 1985:1 2002:2
Included observations: 70 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.021561	0.198239	0.108763	0.9138
CINFL(-1)	-0.061245	0.113586	-0.539197	0.5920
CINFL(-2)	0.070181	0.147556	0.475624	0.6363
CINFL(-3)	0.161920	0.149497	1.083104	0.2837
CINFL(-4)	-0.171486	0.087680	-1.955810	0.0558
R_A_BREVE(-1)	-0.008658	0.007939	-1.090471	0.2804
R_A_BREVE(-2)	0.012790	0.009156	1.396788	0.1683
R_A_BREVE(-3)	-0.003499	0.011562	-0.302617	0.7634
W_RCPI(-1)	-2.382730	2.022530	-1.178093	0.2440
W_RCPI(-2)	3.273565	2.828360	1.157408	0.2523
W_RCPI(-3)	-0.761682	2.133109	-0.357076	0.7225
ENOM_GR(-1)	-0.002627	0.001637	-1.604328	0.1146
ENOM_GR(-2)	-0.001449	0.001668	-0.868553	0.3890
GAPQUAD(-1)	0.032974	0.015624	2.110534	0.0395
GAPQUAD(-2)	-0.015901	0.020662	-0.769575	0.4450
GAPQUAD(-3)	-0.014606	0.017871	-0.817291	0.4174
GAPQUAD(-4)	-0.012879	0.014858	-0.866810	0.3900
R-squared	0.238664	Mean dependent var	-8.96E-17	
Adjusted R-squared	0.008826	S.D. dependent var	0.138334	
S.E. of regression	0.137722	Akaike info criterion	-0.919641	
Sum squared resid	1.005277	Schwarz criterion	-0.373578	
Log likelihood	49.18744	F-statistic	1.038402	
Durbin-Watson stat	2.104216	Prob(F-statistic)	0.434311	

La statistica test assume il valore 16.706 e si distribuisce come una chi-quadrato con 12 gradi di libertà ed ha un p-value di 0.161. Si accetta l'ipotesi nulla di ortogonalità degli strumenti rispetto agli errori.

Si conferma così la validità degli strumenti perché essi correlano con le variabili endogene e sono ortogonali agli errori.

Verifichiamo ora che effettivamente la variabile deviazione del logaritmo dei salari reali dallo stato stazionario sia endogena. Un test appropriato è il test di Hausman. Questo test lo possiamo fare solo ora perché esso richiede la validità degli strumenti.

Per costruire il test di Hausman bisogna innanzitutto regredire la variabile che si presume endogena (le deviazioni del logaritmo dei salari reali dallo stato stazionario) sul set di strumenti con il metodo dei minimi quadrati ordinari. Questa regressione ausiliaria l'abbiamo già ricavata facendo il test congiunto sui coefficienti per verificare la correlazione tra strumenti e la presunta variabile endogena.

Successivamente ci ricaviamo la serie dei residui stimati da questa regressione. A questo punto, sempre usando i minimi quadrati ordinari, stimiamo la curva di Phillips aggiungendo come variabile esplicativa i residui stimati nella regressione ausiliaria precedente. Poniamo ora la nostra attenzione sul coefficiente dei residui. L'ipotesi nulla di esogeneità della variabile sotto osservazione si verifica se il coefficiente sui residui non è significativo.

Dependent Variable: CINFL
Method: Least Squares
Date: 06/29/06 Time: 10:42
Sample(adjusted): 1985:1 2002:2
Included observations: 70 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.098299	0.037492	-2.621849	0.0109
CINFL(1)	0.418550	0.046506	8.999836	0.0000
CINFL(-1)	0.557592	0.044150	12.62964	0.0000
R_A_BREVE(-2)	0.020579	0.006681	3.080046	0.0030
W(-2)	0.018198	0.009091	2.001815	0.0495
RESID06	-0.023860	0.010902	-2.188633	0.0323
R-squared	0.997895	Mean dependent var	4.159341	
Adjusted R-squared	0.997731	S.D. dependent var	2.679774	
S.E. of regression	0.127650	Akaike info criterion	-1.197227	
Sum squared resid	1.042855	Schwarz criterion	-1.004499	
Log likelihood	47.90296	F-statistic	6068.990	

Durbin-Watson stat 2.692462 Prob(F-statistic) 0.000000

Notiamo che il coefficiente sui residui è significativo al valore soglia 0.05. Ciò implica che c'è evidenza statistica per affermare l'endogeneità della variabile deviazione del logaritmo dei salari reali dallo stato stazionario.

Analisi dei coefficienti

Secondo CHS il coefficiente del tasso d'interesse è uguale a $\gamma_R = \chi (1 + \Psi_R)$ mentre $\gamma_w = \chi$. Di conseguenza è possibile trovare $(1 + \Psi_R)$ semplicemente facendo il rapporto tra γ_R e γ_w . Il risultato numerico è 0.868 : il peso del costo di amministrare i fondi è maggiore del peso delle imperfezioni del mercato finanziario. Ad ogni variazione unitaria del tasso d'interesse di breve periodo il tasso di prestito aumenta di 0.868. χ è invece uguale a 0.02.

ANALISI DELLA REAZIONE DELL'INFLAZIONE AD UN IMPULSO DEL TASSO D'INTERESSE

Nel loro modello CHS per trovare l'equilibrio delle variabili inflazione, output gap e tasso d'interesse presentano oltre alla curva di Phillips ibrida con cost-channel (1) altre due relazioni:

$$\sigma (y - \bar{y})_t = \sigma E_t (y - \bar{y})_{t+1} - R_t + E_t \pi_{t+1} \quad (2)$$

$$R_t = \rho_\pi \pi_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

dove ρ_π è l'elasticità dell'inflazione mentre ε_t indica uno shock di politica monetaria, che, come in CHS, si considera essere indipendente identicamente distribuito di media zero

L'equazione (2) è conosciuta come la "forward-looking" curva IS e deriva dall'equazione di Eulero per il consumo delle famiglie. Si può notare come l'output gap contemporaneo sia legato positivamente alle aspettative dell'output gap e dell'inflazione future mentre c'è un'influenza negativa da parte del tasso

d'interesse contemporaneo. L'influenza negativa del tasso d'interesse è dovuta al fatto che maggiore è R_t più le famiglie preferiranno risparmiare nel periodo t ed avere quindi un maggior consumo in futuro. Un ruolo importante ricopre anche l'inversa dell'elasticità di sostituzione al consumo σ che ci indica quanto pesi il tasso d'interesse e le aspettative d'inflazione sulla realizzazione dell'output gap.

L'equazione (3) esprime la relazione positiva tra inflazione e tasso d'interesse includendo anche la possibilità di shock di politica monetaria ($\varepsilon_t \neq 0$).

Abbiamo già detto che CHS prevedono, sotto determinate parametrizzazioni, ($\omega = 0$, $\eta = 2$ e $\sigma = 0$), la possibilità che, in presenza di cost-channel, la forza relativa del canale d'offerta sia maggiore di quella del canale di domanda. Questo avviene se $\gamma_R > \gamma_y / \sigma$. CHS portano a supporto di questa loro ipotesi alcune simulazioni per l'Italia e il Regno Unito che mostrano una reazione positiva dell'inflazione in risposta ad una politica monetaria restrittiva. Se le conclusioni a cui arrivano i tre autori fossero vere si spiegherebbe il "price puzzle" spesso trovato nei dati empirici.

Castelnuovo prima mostra che i risultati ottenuti nelle simulazioni di CHS sono validi anche quando una frazione di imprese aggiusta i prezzi seguendo il tasso d'inflazione realizzatosi nel periodo precedente ($\omega \neq 0$), poi fa delle osservazioni che mettono in discussione le conclusioni tratte dai tre autori. Castelnuovo contesta a CHS il fatto di aver trascurato l'abitudine al consumo delle famiglie e lo smoothing del tasso d'interesse. Egli mostra come questi "ingredienti" abbiano un effetto rilevante per capire come varia l'inflazione in risposta ad uno shock del tasso d'interesse. Le abitudini al consumo rafforzano una reazione positiva dell'inflazione (o mitigano una risposta negativa). Per esempio, un aumento del tasso d'interesse fa sì che il consumatore preferisca consumo futuro a consumo presente. Ciò implica un calo del consumo corrente e una conseguente diminuzione dell'inflazione attraverso il canale di domanda. Più alto è il grado di abitudine al consumo, più bassa è la riduzione del tasso d'inflazione. In questo modo si indebolisce il canale di domanda. Viene chiamato smoothing del tasso d'interesse il fatto che la banca centrale muova R_t a passi brevi, lungo la stessa direzione e per periodi di tempo prolungati. Nei suoi studi Castelnuovo trova che lo smoothing del tasso d'interesse rafforzi

l'importanza relativa del canale di domanda. Questo è dovuto all'impatto dell'inerzia del tasso d'interesse sulle aspettative d'inflazione. Più alto è il grado dello smoothing del tasso d'interesse, più basso è il livello delle aspettative d'inflazione.

A questo punto Castelnuovo riporta alcune simulazioni in cui operano anche l'abitudine al consumo e lo smoothing del tasso d'interesse. Ciò che risulta è che, anche condizionandosi alle stime di CHS, l'effetto del canale di domanda domina su quello del canale d'offerta.

La discussione su quale tra questi scenari sia più realistico è ancora in atto, noi ci siamo limitati a riportarli.

CONCLUSIONI

Dopo aver sottolineato le differenze tra la curva di Phillips tradizionale e la curva di Phillips ibrida con cost-channel e aver spiegato l'importanza di capire cosa cambia per il policy maker se venisse confermata l'esistenza di un canale d'offerta nella relazione che lega l'inflazione e l'output gap, ci siamo concentrati sulla verifica empirica della presenza del cost-channel in Svezia. Per fare ciò abbiamo calcolato il tasso d'inflazione con due indici di prezzi diversi: il deflatore del PIL (GDP) e l'indice dei prezzi al consumo (CPI). La curva di Phillips calcolata con il GDP contiene come variabili esplicative l'output gap, l'inflazione attesa (sostituita dal valore dell'inflazione al tempo $t+1$ e considerata quindi variabile endogena) e il tasso d'interesse a breve. Poiché c'è autocorrelazione tra i residui ne deduciamo che l'inflazione al periodo $t-1$ correla con l'errore. Per cui inseriamo come nuove variabili l'inflazione al tempo $t-3$ e $t-4$. Troviamo significativi i coefficienti di tutte le variabili e i residui sono per lo più incorrelati. Al contrario per il CPI costruiamo una curva di Phillips in cui il canale di domanda è approssimato dai costi marginali e non dall'output gap. Calcoliamo quindi le deviazioni del logaritmo dei salari dallo

stato stazionario. In questa equazione, oltre all'inflazione al tempo $t+1$, consideriamo endogena anche le deviazioni del logaritmo dei salari dallo stato stazionario. Anche qui troviamo significativi i coefficienti di tutte le variabili.

Sia le stime per il GDP che quelle per il CPI sostengono la nostra ipotesi che, nel modellare l'inflazione svedese, si debba tenere conto dell'esistenza del cost-channel. La Banca Centrale deve tener conto di ciò nel programmare azioni di politica monetaria. La politica monetaria ottimale quando l'inflazione dipende dal cost-channel è stata studiata da Ravenna e Walsh (2004)

Nell'analisi dei coefficienti abbiamo ricavato il valore di Ψ_R : notiamo che un valore positivo per il GDP e negativo per il CPI . Per il GDP però il valore di Ψ_R dipende da che tipo di parametrizzazione si fa su σ e η . Sostanzialmente però i valori non sono molto diversi in valore assoluto. Inoltre verificiamo che, in Svezia, il tasso d'inflazione calcolato con il deflatore PIL si muove "in direzione opposta" rispetto all'output gap : sia che il valore assunto da σ sia 1 o 2, il canale di domanda domina il canale d'offerta nonostante qui non vengano considerati lo smoothing del tasso d'interesse e l'abitudine al consumo.

BIBLIOGRAFIA

- I. Chowdhury , M. Hoffmann , A. Schabert, 2005, "*Inflation dynamics and the cost-channel of monetary transmission*", European Economic Review.
- E. Castelnuovo, 2006, "*Inflation dynamics and the cost- channel of monetary transmission: A comment*" , University of Padua.
- F. Ravenna and C. Walsh, 2004, "*Optimal Monetary Policy with the Cost-Channel*", Journal of Monetary Economics, forthcoming.
- C. Finocchiaro, V. Curdia, 2005, "*An estimated DSGE model for Sweden with a monetary regime change*", Seminar Paper No. 740
- N. G. Mankiw, 2004, "*Macroeconomia*" , Zanichelli editore
- M. Verbeek, 2006, "*Econometria*", Zanichelli editore
- T. Di Fonzo, F. Lisi, 2005, "*Serie storiche e economiche. Analisi statistiche e applicazioni*", Carocci editore