

**UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA
FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE**



**TESI DI LAUREA IN
STATISTICA E TECNOLOGIE INFORMATICHE**

*Condotta di Politica Monetaria e regole
di Taylor:
una verifica empirica per il caso inglese*

RELATORE: DOTT. CASTELNUOVO EFREM

LAUREANDO: BOSCOLO DAVIDE

ANNO ACCADEMICO 2004 - 2005

INDICE	pag
Introduzione	3
Regola di Taylor base	4
Concetti espressi dalla regola di Taylor	5
Costi e benefici dell'inflazione	6
Affidabilità della regola di Taylor	8
Principio di Taylor per la stabilità economica	9
Smoothing del tasso di interesse di politica economica	10
Analisi strutturale per campione e sottocampione	12
Campione completo 1979:2 – 2003:4	12
Analisi del coefficiente sull'inflazione	17
Sottocampione 1979:2 – 1992:3	25
Il periodo 1979 – 1987	28
Il periodo 1987-1992	30
Sottoperiodo 1993:1 – 2003:4	32
Stima di un modello forward looking per il sottoperiodo 1993:1-2003:4	34
Stima di un modello forward looking per il sottoperiodo 1979:2-2033:4	39
Conclusioni	43
Bibliografia	45

Introduzione

Nel 1993 John Taylor (attualmente sottosegretario del ministero del tesoro americano) propose una regola di politica monetaria che stupì per semplicità e bontà. La regola, a cui Taylor diede il nome, altro non è che una equazione in cui il tasso di interesse compare come variabile dipendente mentre l'inflazione e il reddito nazionale come regressori. Il principale strumento di politica monetaria attraverso cui la banca centrale gestisce l'economia di una nazione è infatti il tasso di interesse nominale, il quale deve essere corrisposto dalle banche alla banca centrale per accedere al mercato interbancario.

La capacità di descrivere e predire il comportamento della Fed (la banca centrale statunitense) ma soprattutto l'ambizione di rappresentare una linea guida di condotta per gli economisti resero la regola di Taylor uno strumento di riferimento sia per la politica monetaria sia per analisi empiriche di condotta politica.

Se per i policymakers il modello in questione può rappresentare una valida linea guida, per gli economisti e gli operatori finanziari si rivela invece come uno strumento di valutazione delle politiche monetarie abbastanza affidabile e adattabile.

In questa tesi mi avvalgo di tale pregio per applicare differenti versioni della regola di Taylor al fine di valutare la politica monetaria della BoE, la banca centrale del Regno Unito. Analizzo gli anni tra il 1979 e il 2003, considerandoli dapprima come un unico grande intervallo e successivamente distinguendoli nei due sottoperiodi che l'Ottobre 1992 divide.

Storicamente la condotta di politica monetaria è stata piuttosto variegata, e i regimi sotto i quali si è sviluppata identificano la differente rilevanza dei vari possibili targets di politica monetaria. L'analisi da me svolta in questo lavoro non mira a ricostruire passo passo il comportamento della banca centrale inglese dal 1979 al 2003 ma vuole mettere in evidenza un importante cambiamento: il

perseguimento dell'efficienza economica nazionale attraverso una politica monetaria di inflation targeting.

Questa strategia, mirata al controllo inflazionistico, emerge dalla mia analisi.

Regola di Taylor base

La regola di Taylor, in una sua prima versione si presenta come tale:

$$i_t = i^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta y_t + \varepsilon_t$$

Nell'equazione compaiono:

- l'obiettivo inflazionistico (inflation target) di lungo periodo π^* . Questo è il tasso d'inflazione che prevarrà in media nel lungo periodo, nonostante possa presentarsi in alcuni momenti distante anche sensibilmente dall'evidenza empirica. Taylor ha assunto che l'inflation target di lungo periodo dovesse essere del 2%, relativamente alle caratteristiche dell'economia degli Stati Uniti. Per quanto concerne il caso inglese nell'Ottobre 1992 la BoE fissò una banda di oscillazione entro cui l'inflazione poteva variare (1% - 4%), con l'obiettivo di puntare a valori inferiori al 2.5%. Nel 1995 la BoE annunciò un inflation target del 2.5%;
- il tasso di inflazione corrente π_t e misurato solitamente come deflatore del PIL;
- il tasso di interesse nominale obiettivo i^* , che può essere scomposto nella forma $i^* = \pi^* + r^*$, ossia nella somma di tasso di inflazione corrente e tasso di interesse reale naturale (che Taylor assume per il caso statunitense costante al 2%);

- la produzione y_t corrente misurata come deviazione del PIL reale dal suo livello potenziale;
- il tasso di interesse i_t , che altro non è che la nostra variabile di interesse, la variabile dipendente del modello;
- l'errore ε_t , che si suppone distribuirsi come un white noise $N(0, \sigma^2)$;

L'equazione può però essere riscritta come segue:

$$i_t = (i^* - \alpha\pi^*) + \alpha\pi_t + \beta y_t + \varepsilon_t \quad [A]$$

e sostituendo tutti i parametri considerati costanti $(i^* - \alpha\pi^*)$ con c si ottiene:

$$i_t = c + \alpha\pi_t + \beta y_t + \varepsilon_t \quad [B]$$

Date le serie storiche dei regressori e della variabile dipendente del modello, il calcolo dei coefficienti α e β spiega la risposta della banca centrale sul tasso di interesse nominale a un cambiamento relativamente dell'inflazione e del reddito nazionale.

Concetti espressi dalla regola di Taylor

L'equazione esprime due concetti guida (i quali non valgono da soli a giustificare le decisioni della banca centrale, che basa le proprie fondamenta su un insieme indubbiamente più ampio di regole): in primo luogo quando l'inflazione comincia a risvegliarsi, il tasso ufficiale dovrebbe aumentare.

Un aumento del tasso di interesse riflette una diminuzione dell'offerta di saldi monetari reali. Gli investimenti sono in rapporto inverso col tasso di interesse, quindi diminuiscono. Il reddito nazionale a sua volta si riduce e aumenta la disoccupazione. Questo è il costo del contenimento dell'inflazione.

Del resto sarebbe un costo ben maggiore permettere all'inflazione di muoversi liberamente, accettando il rischio di spirali inflazionistiche che potrebbe portare a dolorose fasi recessive per l'economia di un intero paese.

La curva di domanda aggregata, sintetizza il rapporto inverso tra livello generale dei prezzi, il cui aumento è la prima conseguenza dell'inflazione, e il reddito nazionale.

Il secondo concetto guida espresso dalla regola di Taylor afferma che, quando l'attività economica rallenta – sulla base delle rilevazioni del PIL reale o del tasso di disoccupazione – il tasso di interesse a breve periodo dovrebbe diminuire.

La sua diminuzione provoca un aumento dell'offerta di moneta, stimola gli investimenti privati, favorisce l'occupazione e la produzione.

Costi e benefici dell'inflazione

L'inflazione attesa e l'inflazione inattesa generano costi differenti. Uno dei costi dell'inflazione attesa è rappresentato dalla distorsione che la tassa da inflazione provoca sulla quantità di moneta che gli individui detengono. Un tasso di inflazione elevato comporta tassi di interesse nominali più alti, che si riflettono in una riduzione dei saldi monetari reali. Dato che gli individui si recano più spesso

in banca, il costo della riduzione della quantità di moneta detenuta degli individui viene denominato consumo delle soole. Un aumento del tasso di inflazione induce le imprese a cambiare di frequente il listino dei prezzi dei loro prodotti; questo è chiamato costo di stampa del menù. Se tale costo è elevato le imprese cambiano il listino prezzi poco di frequente; la variabilità dei prezzi relativi di un bene o di un servizio aumenta provocando inefficienza nell'allocazione delle risorse a livello microeconomico. Un ulteriore costo dell'inflazione deriva dalla normativa tributaria, la quale non tiene conto degli effetti dell'inflazione e grava sul carico fiscale degli individui. Inoltre, dato che la moneta è il termine di paragone con cui misuriamo le transazioni economiche, ogni suo mutamento, a maggior ragione se consistente, genera inconvenienti pratici.

L'inflazione inattesa ha un effetto più dannoso rispetto a quello causato dall'inflazione attesa poiché ridistribuisce arbitrariamente la ricchezza tra gli individui. Gli accordi di prestito a lungo termine, di solito, definiscono un tasso di interesse nominale sulla base dell'inflazione attesa. Un aumento imprevisto di quest'ultima riduce il tasso di rendimento reale del creditore, a vantaggio del debitore. L'inflazione inattesa danneggia chi, come molti pensionati, vive di rendita. Dato che la pensione è un prestito che il lavoratore offre all'azienda o al sistema previdenziale nazionale, il pensionato è di fatto un creditore. Come tale viene danneggiato dall'inflazione inattesa.

Inoltre un paese con un'inflazione media elevata tende ad avere una forte variabilità del tasso d'inflazione tra un anno e l'altro. Pertanto, un paese che scelga di perseguire una politica fortemente inflazionistica probabilmente deve accettare una variabilità del tasso di inflazione più elevata, esponendosi al rischio di ridistribuzioni arbitrarie e potenzialmente cospicue della ricchezza.

Un possibile beneficio dell'inflazione, come ricorda G. Mankiw, è che essa incentiva il funzionamento efficiente del mercato del lavoro mantenendo i salari reali a livelli di equilibrio senza ridurre i salari nominali; le imprese infatti sono riluttanti a proporre tagli dei salari nominali, perché percepiti dai lavoratori come un insulto. Un'inflazione moderata è sufficiente allo scopo.

Affidabilità della regola di Taylor

Sebbene la regola di Taylor spieghi correttamente molti movimenti del tasso di interesse, produce alcune lacune a volte ampie e persistenti. Carlstrom e Fuerst (2003) riportano l'esistenza di due linee di pensiero riguardo l'affidabilità della regola di Taylor. Argomentano che, critici sulla sua utilità, alcuni economisti ritennero che, prima di poter affermare che la regola di Taylor descriva efficacemente la politica monetaria americana, bisognasse osservare il suo comportamento negli anni sia precedenti che successivi alla stesura. Altri argomentano che se la regola cattura le determinanti della politica monetaria la sua validità dovrebbe perdurare anche al di fuori del campione di dati presi in esame da Taylor. Di fatto dopo il 1993 il tasso di interesse ha deviato sostanzialmente dall'obiettivo prefissato secondo la regola di Taylor.

La regola di Taylor non fu proposta né come un modello da seguire in modo meccanico né come una un'equazione inviolabile quanto piuttosto come una linea guida che ispirasse la politica monetaria. Intesa soltanto come linea guida, sono permessi scostamenti e lacune.

L'idea di usare la regola come linea guida obbliga i policymakers a motivare deviazioni. Taylor riconobbe che fattori speciali contribuiscono sempre a causare deviazioni sostanziali dal corso prescritto da qualsiasi regola. Seguire la regola di Taylor quindi non richiede che i tassi di sconto rispondano soltanto a cambiamenti in produzione e inflazione, ma invece richiede che queste siano le uniche due variabili a cui la banca debba porre attenzione in maniera sistematica.

Per esempio il tasso di sconto era consistentemente al di sopra dell'obiettivo fissato dalla regola di Taylor negli ultimi anni novanta. Tuttavia i sostenitori della regola argomentarono che la crescita produttiva aumentò nel 1995, provocando una crescita economica maggiore. La maggiore crescita economica, argomentarono, si manifesta in tassi di interesse reali più alti e quindi in un più alto tasso di interesse reale naturale.

Mentre Taylor considerò questo fattore come costante, i policymakers che accettarono l'ipotesi di una crescita economica (poiché i computer crearono una New Economy) avrebbero aggiustato la regola di Taylor di comune accordo, innalzando nell'equazione base il valore del tasso di interesse reale naturale. Quindi, anche se il tasso di interesse della Fed deviò dal tasso prescritto dalla regola di Taylor durante questo periodo, le decisioni di politica monetaria non deviarono dallo spirito della regola.

Principio di Taylor per la stabilità economica

La regola di Taylor prescrive che la banca centrale modifichi il tasso di interesse in relazione allo scostamento dell'inflazione corrente dall'obiettivo inflazionistico di lungo periodo secondo quanto descritto dal parametro α .

Il principio di Taylor suggerisce che il valore numerico di tale parametro debba essere maggiore di 1.

Una spinta inflazionistica viene combattuta da un incremento del tasso di interesse reale oltre il suo valore naturale. Il tasso di interesse reale a sua volta è funzione diretta del tasso di interesse nominale, il solo che la banca centrale può controllare direttamente. Dato che il tasso di interesse reale è la differenza tra il tasso di interesse nominale e l'inflazione ($r = i - \pi$) una crescita dell'inflazione deve essere compensata da un aumento maggiore del tasso di interesse nominale per provocare un apprezzamento del tasso di interesse reale, come affermato da Clarida Gali and Gertler (1999).

Non seguire il principio di Taylor potrebbe provocare la caduta in spirali inflazionistiche. Incrementi dell'inflazione ridurrebbero il tasso di interesse reale,

il quale aumenterebbe ulteriormente l'inflazione. Certamente, la logica è la stessa nel caso opposto. Il risultato finale è che l'inflazione non ha remi che la indirizzino verso l'obiettivo di lungo termine. Mentre alcuni ipotizzano tali spirali troppo fantasiose, alcuni economisti hanno suggerito che una ragione per la quale l'inflazione è uscita dal controllo della Fed durante gli anni settanta è la reazione poco aggressiva della banca sul tasso di interesse per contrastare l'inflazione. Le analisi econometriche svolte in questo lavoro evidenziano l'aggressività con cui la BoE risponde alle scosse inflazionistiche, mettendo in luce un progressivo aumento del valore del parametro α in linea con il principio di Taylor.

Smoothing del tasso di interesse di politica economica

L'indicazione di modellare il tasso di interesse in maniera decisa in risposta all'inflazione deve essere valutata in considerazione di un altro importante aspetto nella politica monetaria: lo smoothing del tasso di interesse.

Lo studio empirico ha rivelato e rivela che i movimenti nel tasso di interesse avvengono a passi brevi, lungo la stessa direzione e per periodi di tempo prolungati, come affermato da Srour (2001) e Castelnuovo (2005).

I motivi a favore di tale evidenza sono numerosi e degni di importanti considerazioni. L'incertezza sullo stato dell'economia del paese e sugli effetti della politica monetaria sono le prime cause delle risposte misurate da parte della banca centrale sul tasso di interesse. Le lacune di informazione sono il prodotto combinato di rilevazioni inevitabilmente imprecise dei dati economici e di un difficile studio sulle previsioni, che dalle prime dipendono.

Un ulteriore motivo è basato sull'idea di credibilità: è importante mantenere trasparente la comunicazione tra agenti privati e banca centrale per garantire la stabilità del mercato. I privati si aspettano che piccoli mutamenti del tasso di interesse persistano lungo la stessa direzione. Cambi di politica monetaria sono discutibili perché vengono percepiti dal pubblico come problemi. Ampii movimenti del tasso di interesse sono costosi perché rendono instabile il mercato finanziario come conseguenza di una perdita di fiducia sulle abilità dei policymakers di controllare l'economia e di credibilità verso gli obiettivi della banca. Per evitare tali inconvenienti il Monetary Policy Committee (MPC) della BoE annuncia pubblicamente gli obiettivi di lungo periodo e pubblica mensilmente le disposizioni sul tasso di interesse nonché un resoconto sulle motivazioni di tale scelta in rapporto alla situazione economica del paese.

I provvedimenti e le decisioni prese dal comitato direttivo della banca centrale sono quelli che danno i risultati più certi. Per questa ragione, le soluzioni adottate sono basate su emulazioni di esperienze passate, i cui risultati sono relativamente affidabili.

Movimenti gradualisti del tasso di interesse riflettono la struttura di trasmissione.

Gli shock sul reddito e sull'inflazione sono spesso persistenti e gradualisti.

Persistente e graduale deve essere la risposta politica.

L'incertezza sui coefficienti nel meccanismo di trasmissione causa risposte più caute agli shock. I motivi possono essere dei più vari. Per esempio, la difficoltà di comunicare al pubblico le intenzioni di politica monetaria evidenziano dubbi sulla maniera nella quale il pubblico possa reagire a un provvedimento.

Azioni di politica monetaria di carattere preventivo sono difficili da giustificare sulla base di previsioni. Di conseguenza i policymakers sono costretti ad aspettare finché gli shock si riflettono sull'inflazione e il reddito nazionale contemporanei.

La prima significativa modifica della regola base di Taylor è pertanto l'aggiunta tra i regressori del modello della serie storica ritardata del tasso di interesse.

L'integrazione sottolinea una politica monetaria condizionata da scelte passate e di lungo periodo secondo quanto affermato nelle righe precedenti sulla necessità dello smoothing per l'equilibrio economico.

La nuova equazione prende così la seguente forma:

$$i_t = c + \alpha\pi_t + \beta y_t + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t$$

dove i_{t-1} è la serie storica del tasso di interesse ritardata di un periodo. In tutte le prossime analisi l'aggiunta del nuovo regressore si dimostrerà essenziale per l'incremento della bontà delle stime del modello.

Analisi strutturale per campione e sottocampione.

Campione completo 1979:2 – 2003:4

Il periodo oggetto di studio comprende gli anni tra il 1979, nel cui maggio salì al potere il partito conservatore guidato da Margaret Thatcher, e il 2003 compresi. Evito di trattare periodi precedenti, sia perché poco concernenti il principio di Taylor, sia perché in situazioni economiche particolari, quali la crisi petrolifera degli anni settanta, l'inflazione galoppante e le ripercussioni della recessione americana, meritano discussioni e analisi specifiche.

In seguito dividerò il periodo nei due sottogruppi che l'Ottobre 1992 separa, anno in cui la banca centrale, per ordine del governo, persegue una politica di Inflation

Targeting dichiarando un obiettivo inflazionistico di lungo periodo entro la banda 1% - 4%. Nel 1995 la banda verrà ufficialmente sostituita con il valore 2.5%.

E' utile chiarire alcuni aspetti che possono aver influenzato la politica monetaria tra il 1979 e il 1992. Già dal 1976 la banca centrale del Regno Unito dichiarò ufficialmente il perseguimento della stabilità economica nazionale attraverso il controllo dell'offerta di moneta, proposito che continuò a portare avanti anche con l'ascesa al potere del partito conservatore. Nel 1985 venne dichiarata la sua cessazione. Di fatto la politica mirata al controllo della moneta non fu così determinata o rigida; si permisero oscillazioni anche oltre il livello di controllo. Dall'87 la BoE emulò la politica monetaria della Germania fino al '90, anno in cui si istituì uno staff per il controllo del tasso di cambio: l'ERM (Exchange Rate Mechanism). La politica monetaria di inflation targeting perdurò dal 1992 in poi. Data di rilievo il 1997, anno in cui la banca centrale riceve l'indipendenza operativa dal governo.

Le stime proposte sull'intero periodo non hanno propositi troppo particolaristici, ma vogliono sottolineare alcune linee guida costanti negli anni.

Stimo il primo modello della regola di Taylor, che prevede tra i regressori le sole variabili inflazione e reddito nazionale, con l'aggiunta della serie storica ritardata del tasso di interesse, come segue:

$$i_t = c + \alpha\pi_t + \beta y_t + \gamma i_{t-1} + \varepsilon_t \quad [C]$$

dove c rappresenta l'intercetta. π_t è la serie storica dell'inflazione, le rilevazioni sono trimestrali e calcolate secondo la seguente formula:

$$4*100*(P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$$

Dove P_t è l'indice dei prezzi corrente, mentre P_{t-1} è lo stesso indice al valore del trimestre precedente.

y_t è la serie storica della deviazione del PIL reale dal suo livello potenziale.

Il metodo utilizzato è quello dei minimi quadrati ordinari.

I risultati sono i seguenti:

Dependent Variable: IRS

Method: Least Squares

Date: 05/12/05 Time: 15:46

Sample(adjusted): 1979:3 2003:4

Included observations: 98 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF	0.073936	0.023785	3.108483	0.0025
OUTGAP	0.086135	0.034076	2.527718	0.0131
IRS(-1)	0.933538	0.031309	29.81652	0.0000
C	0.270334	0.248993	1.085707	0.2804
R-squared	0.945171	Mean dependent var		9.218980
Adjusted R-squared	0.943421	S.D. dependent var		3.751695
S.E. of regression	0.892391	Akaike info criterion		2.650136
Sum squared resid	74.85802	Schwarz criterion		2.755644
Log likelihood	-125.8566	F-statistic		540.1388
Durbin-Watson stat	1.874890	Prob(F-statistic)		0.000000

Tutti i regressori sono significativi. Il fatto che la costante non lo sia in maniera ottimale non ha conseguenze rilevanti nell'analisi. L'R quadro aggiustato è molto prossimo al valore unitario per cui il modello spiega molto bene le fluttuazioni del tasso di interesse. L'ipotesi nulla di assenza di correlazione tra i residui è confermata dal valore vicino a 2 del test di Durbin-Watson.

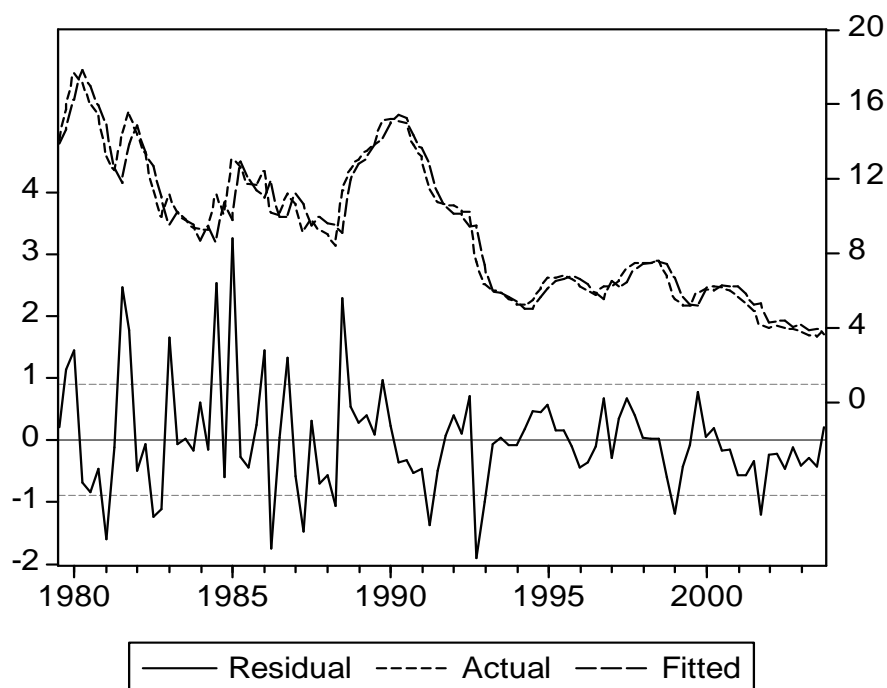
Il Durbin-Watson test infatti verifica l'assenza di autocorrelazione positiva o negativa tra i residui. La statistica ha la seguente forma:

$$DB = \frac{\sum_{t=2}^n (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n u_t^2}$$

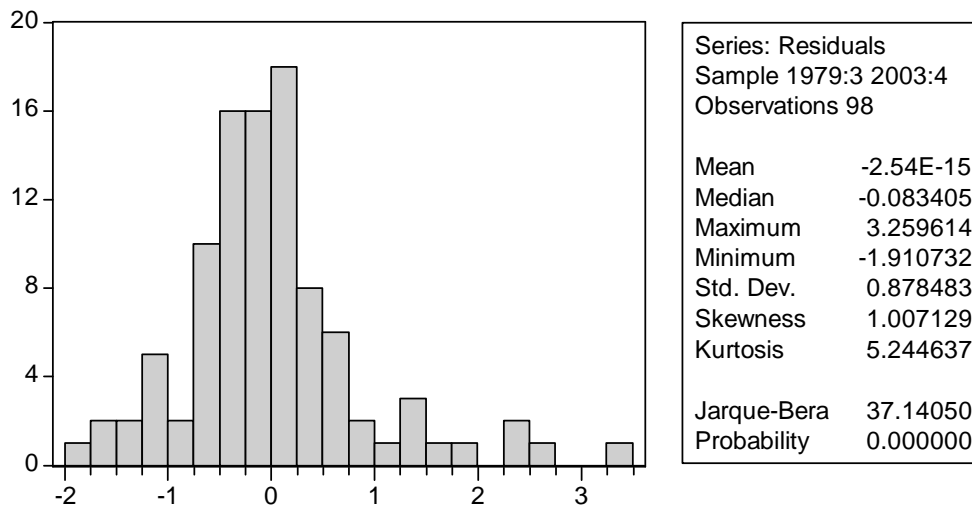
in cui u_t è il residuo, ossia la differenza tra valore osservato e valore fittato, e n è il numero delle osservazioni. Se si accetta l'ipotesi H_0 di assenza di correlazione tra i residui, i residui sono determinazioni di un white noise.

La statistica ha un range che va da 0 a 4. Un valore prossimo a 2 non rifiuta l'ipotesi H_0 .

I valori fittati, come dimostra il seguente grafico, si distribuiscono sopra ai valori osservati:



La disposizione dei residui lascia qualche dubbio nei primi vent'anni della serie. Le linee tratteggiate indicano le bande che dovrebbero racchiudere in linea teorica il 95% dei valori della serie dei residui per ritenerli un white noise. Il Jarque-Bera test infatti rifiuta la normalità dei residui:



Il Jarque-Bera test è una statistica che verifica la distribuzione normale dei residui e sfrutta gli indici di asimmetria e di curtosi, i quali in caso di perfetta normalità dei dati, assumono rispettivamente i valori 0 e 3.

Il coefficiente di curtosi misura il "grado di appiattimento" di una distribuzione rispetto alla curva normale ed è dato dalla formula:

$$K = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\hat{\sigma}} \right)^4$$

Dove $\hat{\sigma}$ è la deviazione standard stimata, ossia $s\sqrt{(N-1)/N}$, x_i è l'i-esima osservazione ed N è la numerosità del campione. Per valori prossimi a 3 i dati hanno una distribuzione normale. Un valore superiore indica una curva più "appuntita" di una normale, inferiore una curva più piatta.

L'indice di asimmetria misura per l'appunto il grado di asimmetria della distribuzione ed è calcolato come:

$$S = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i - \bar{y}}{\hat{\sigma}} \right)^3$$

L'indice assume valore prossimo a 0 per una distribuzione normale. Se positivo la distribuzione è asimmetrica positivamente, se negativo lo è negativamente.

La statistica Jarque-Bera ha la seguente forma:

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

Dove K è l'indice di curtosi, S è l'indice di asimmetria e k è il numero di regressori usati per stimare il modello. La statistica test si distribuisce come un chi-quadro con 2 gradi di libertà. Un valore della statistica prossimo a 0 verifica l'ipotesi nulla di normalità in distribuzione dei dati.

Nel caso in osservazione il valore del test molto alto e il p-value approssimato a zero indicano il rifiuto dell'ipotesi di distribuzione normale dei dati.

Le stime però sembrano adattarsi meglio sui valori corrispondenti agli anni novanta e successivi. Una partizione del periodo potrebbe essere utile a mettere in luce delle presunte differenze di politica monetaria.

Analisi del coefficiente sull'inflazione

Per confrontare i risultati ottenuti con quelli proposti da Taylor, secondo cui i coefficienti preposti all'inflazione e al reddito nazionale possono avvicinarsi a 1.5 e 0.5 rispettivamente, bisogna effettuare alcune operazioni sull'equazione analizzata al fine di ricavare il tasso di interesse in funzione delle altre variabili. Per fare ciò sposto l'orizzonte temporale al lungo periodo. L'equazione nel lungo periodo riferita al modello [C] è la seguente:

$$i = c + \alpha\pi + \beta y + \rho i$$

Dato che:

$$i_{t-1} = i_t = i$$

ricavo dall'equazione il tasso di interesse i :

$$i(1-\rho) = c + \alpha\pi + \beta y$$

$$i = c/(1-\rho) + \alpha\pi/(1-\rho) + \beta y/(1-\rho)$$

Il confronto deve essere fatto con i nuovi coefficienti $\alpha/(1-\rho)$ e $\beta/(1-\rho)$ i cui valori sono:

$$\alpha/(1-\rho) = 0.073936/(1-0.933538) \approx 1.1$$

$$\beta/(1-\rho) = 0.086135/(1-0.933538) \approx 1.3$$

Il modello mette in luce una politica volta a modificare aggressivamente il tasso di interesse, in maniera positiva sia rispetto all'inflazione che al reddito.

Aggiungendo tra i regressori le serie storiche ritardate di inflazione e reddito nazionale si possono ottenere informazioni aggiuntive e stime migliori.

I policymakers basano la loro politica su dati correnti e passati. Una stima econometrica come la precedente ma arricchita delle serie storiche ritardate, aggiunte ai regressori, evidenzia i dati significativi nelle scelte della banca centrale.

Inserisco tra i regressori variabili con 4 lag di ritardi secondo l'equazione:

$$i_t = c + \sum_{i=0}^4 \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j i_{t-j} + \varepsilon_t \quad [D]$$

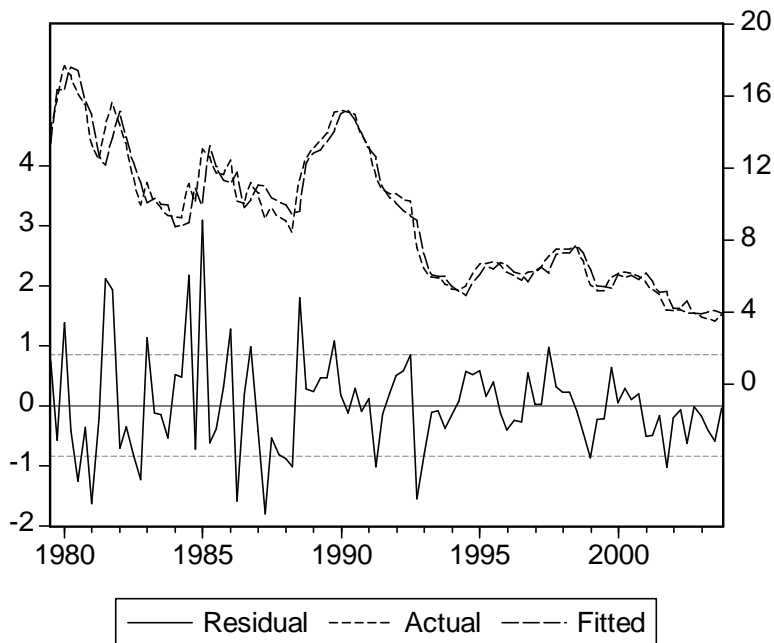
Adeguatamente scremato dalle variabili non significative il modello è il seguente:

Dependent Variable: IRS
 Method: Least Squares
 Date: 06/11/05 Time: 20:06
 Sample(adjusted): 1979:3 2003:4
 Included observations: 98 after adjusting endpoints

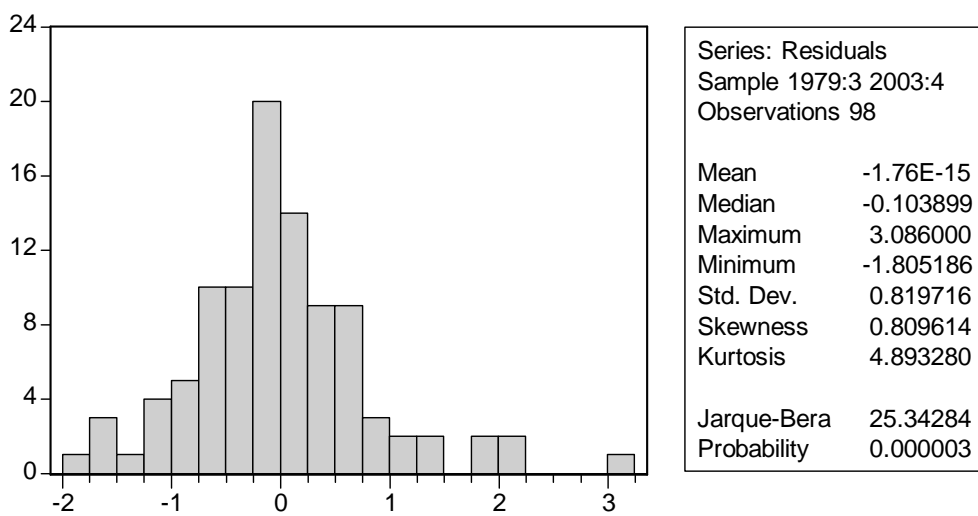
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.183645	0.248582	0.738768	0.4619
INF	0.094021	0.026942	3.489767	0.0007
INFB1	0.053824	0.024584	2.189355	0.0311
OUTGAP	0.509123	0.150126	3.391309	0.0010
OUTGAP(-1)	-0.429028	0.148703	-2.885129	0.0049
IRS(-1)	0.902206	0.032931	27.39660	0.0000
R-squared	0.952261	Mean dependent var		9.218980
Adjusted R-squared	0.949667	S.D. dependent var		3.751695
S.E. of regression	0.841696	Akaike info criterion		2.552474
Sum squared resid	65.17760	Schwarz criterion		2.710738
Log likelihood	-119.0712	F-statistic		367.0306
Durbin-Watson stat	1.897346	Prob(F-statistic)		0.000000

E' interessante notare che i ritardi di un periodo sia sull'inflazione che sul reddito risultano significativi. Di difficile interpretazione il coefficiente negativo sul reddito con ritardo. Aspetto le stime sui due sottoperiodi per confermare o smentire quanto osservato qui. Anche in questo caso i valori fittati si distribuiscono meglio nella seconda parte della serie temporale, mentre assumono una distribuzione più ambigua nella prima parte.

Il nuovo modello sembra adeguarsi meglio ai valori osservati.



La disposizione dei residui mantiene le caratteristiche evidenziate nella stima del modello [C]; emerge una buona disposizione attorno allo zero nella seconda parte del periodo in analisi, mentre nella prima numerose osservazioni oltrepassano le bande di accettabilità. Il Jarque-Bera test rifiuta l'ipotesi di normalità dei residui.



I decisori della politica economica usano un innumerevole quantità di dati e di regole ben più complicate di quella tayloriana qui sotto studio. Le motivazioni di una scelta sul livello del tasso di interesse sono spesso complesse. Se il fine ultimo della politica monetaria inglese ha sempre coinciso con la salute dell'economia del paese, gli strumenti utilizzati per perseguire tale obiettivo sono stati tra i più vari. Se vengono svolti ancora numerosi studi a riguardo il motivo è anche l'incertezza dei metodi sul risultato. L'aggiunta di ulteriori regressori nell'equazione in esame, quali il tasso di interesse di lungo termine, il tasso di cambio, l'offerta di moneta e un indice di borsa, è a scopo di ricerca; per quanto trasparenti possano essere le decisioni della banca centrale i risultati empirici daranno adito a valutazioni forse più precise.

Stima del modello di regressione lineare completo di tutte le variabili esplicative a mia disposizione:

$$i = c + \sum_{i=0}^4 \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j i_{t-j} + \sum_{i=0}^4 \delta_i l_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \lambda_i e_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \zeta_i m_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \kappa_i f_{t-i} + \varepsilon_t$$

[E]

dove l è la serie storica del tasso di interesse di lungo termine calcolata sulle obbligazioni, mentre e è la serie storica riferita al tasso di cambio con i paesi esteri. I valori sono stati calcolati secondo la formula seguente:

$$4 * 100 * (Ex_t - Ex_{t-1}) / Ex_{t-1}$$

Dove Ex rappresenta una stima del tasso di cambio pesata sulle monete delle economie estere più influenti. Ex_t è la stima al tempo corrente, Ex_{t-1} è la stima del trimestre passato. La formula rappresenta l'incremento percentuale annualizzato del tasso di cambio.

m è la serie storica riferita all'offerta di moneta. Come la precedente serie, è espressa in aumento percentuale annuo secondo la formula:

$$4*100*(M3_t - M3_{t-1})/M3_{t-1}$$

$M3$ è l'offerta di moneta calcolata sull'aggregato monetario $M3$.

f è la serie storica della variazione percentuale annua di un indice elaborato dal Financial Times, indicatore di tendenza dell'andamento della borsa di Londra. È calcolato utilizzando i titoli più rappresentativi del listino inglese sulle proprietà. E' calcolato come:

$$4*100*(Ftse_t - Ftse_{t-1})/Ftse_{t-1}$$

$Ftse$ è il valore dell'indice di borsa.

Dependent Variable: IRS

Method: Least Squares

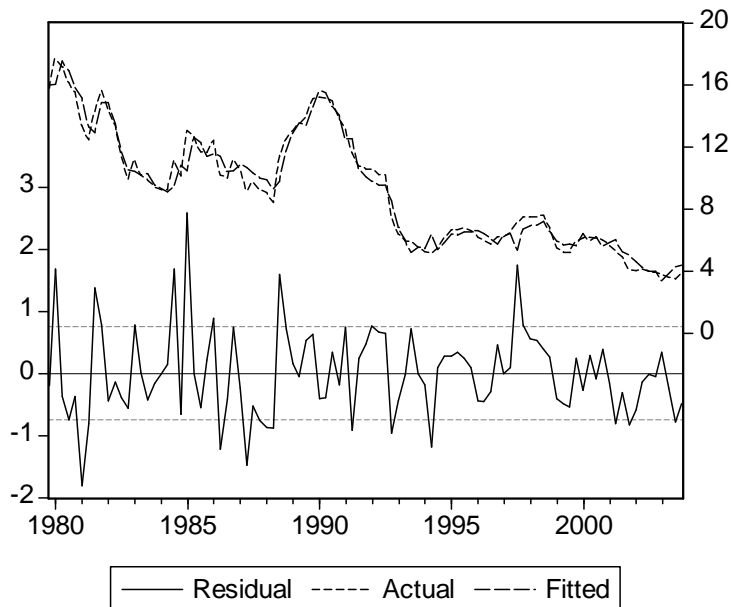
Date: 06/20/05 Time: 11:23

Sample(adjusted): 1979:4 2003:4

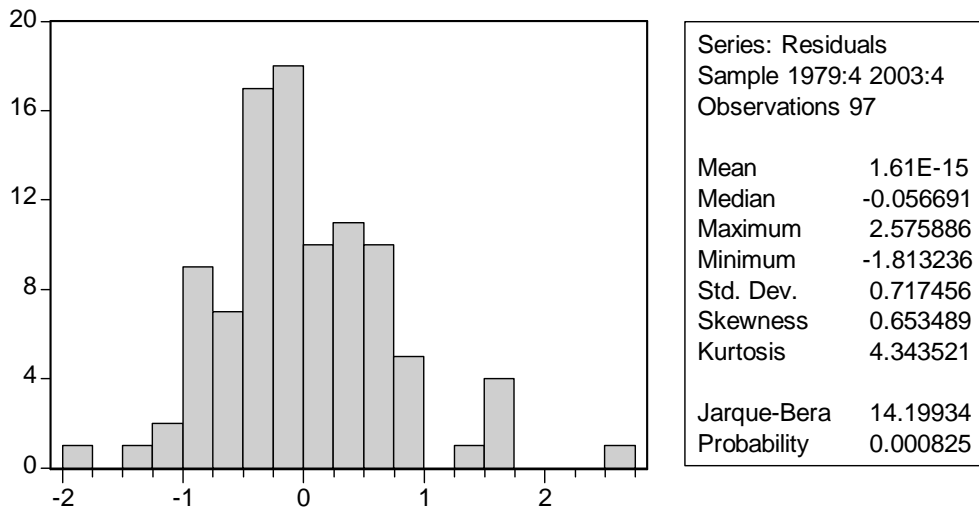
Included observations: 97 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.156192	0.229583	0.680326	0.4981
INF	0.030118	0.030332	0.992949	0.3235
INF(-1)	0.038479	0.022795	1.688063	0.0949
OUTGAP	0.256150	0.150270	1.704599	0.0918
OUTGAP(-1)	-0.211336	0.146904	-1.438594	0.1538
IRS(-1)	0.905282	0.033475	27.04343	0.0000
IRL	0.015373	0.003375	4.554904	0.0000
IRL(-2)	0.005197	0.003237	1.605337	0.1120
M3	0.039073	0.017360	2.250723	0.0269
R-squared	0.963159	Mean dependent var	9.168763	
Adjusted R-squared	0.959810	S.D. dependent var	3.737931	
S.E. of regression	0.749358	Akaike info criterion	2.348994	
Sum squared resid	49.41533	Schwarz criterion	2.587885	
Log likelihood	-104.9262	F-statistic	287.5828	
Durbin-Watson stat	1.771140	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tra i regressori aggiunti in particolare il tasso di interesse di lungo termine e l'offerta di moneta sono significativi, il primo dei quali ha un elevato grado di significatività. Non compaiono il tasso di cambio né l'indice di borsa.



I valori fittati stimati dal modello si distribuiscono molto bene sopra i valori osservati. La distribuzione dei residui è migliorata nella parte iniziale del periodo in considerazione, nonostante sia evidente la presenza di osservazioni al di fuori delle bande. Nella seconda parte del periodo, e precisamente nel terzo trimestre dell'anno 1997, si nota un valore dei residui anomalo non evidenziato nei grafici relativi ai modelli [C] e [D]. Nel Maggio dello stesso anno la banca centrale inglese riceve l'indipendenza operativa dal governo. Questa motivo potrebbe giustificare il dato osservato.



Il Jarque-Bera test rifiuta l'ipotesi di normalità dei residui, nonostante il suo valore sia più contenuto rispetto ai valori trovati riguardo ai modelli [C] e[D].

Sottocampione 1979:2 – 1992:3

Svolgo una prima stima inserendo tra i regressori le serie storiche dell'inflazione, del reddito nazionale e del tasso di interesse ritardato.

Dependent Variable: IRS

Method: Least Squares

Date: 06/20/05 Time: 18:01

Sample(adjusted): 1979:3 1992:4

Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.757844	0.832809	2.110741	0.0398
INF	0.095956	0.032009	2.997767	0.0042
OUTGAP	0.083340	0.044512	1.872305	0.0670
IRS(-1)	0.805170	0.074666	10.78369	0.0000
R-squared	0.801455	Mean dependent var	12.10117	
Adjusted R-squared	0.789542	S.D. dependent var	2.419948	
S.E. of regression	1.110168	Akaike info criterion	3.118088	
Sum squared resid	61.62369	Schwarz criterion	3.265420	
Log likelihood	-80.18836	F-statistic	67.27723	
Durbin-Watson stat	1.966845	Prob(F-statistic)	0.000000	

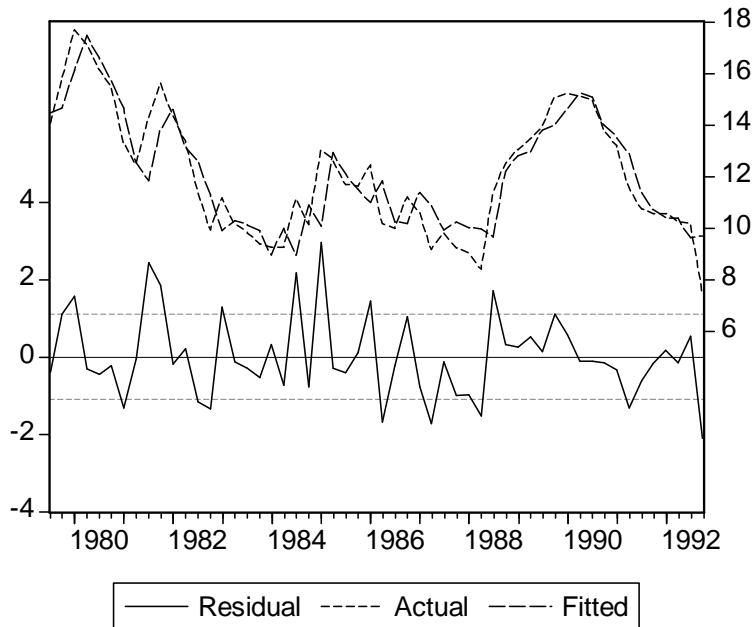
Una stima elementare del modello mostra una scarsa reattività della banca centrale alle fluttuazioni dell'inflazione. Infatti il coefficiente a questa preposto assume il valore di:

$$\alpha/(1-\rho) = 0.095956/(1-0.805170) \approx 0.49$$

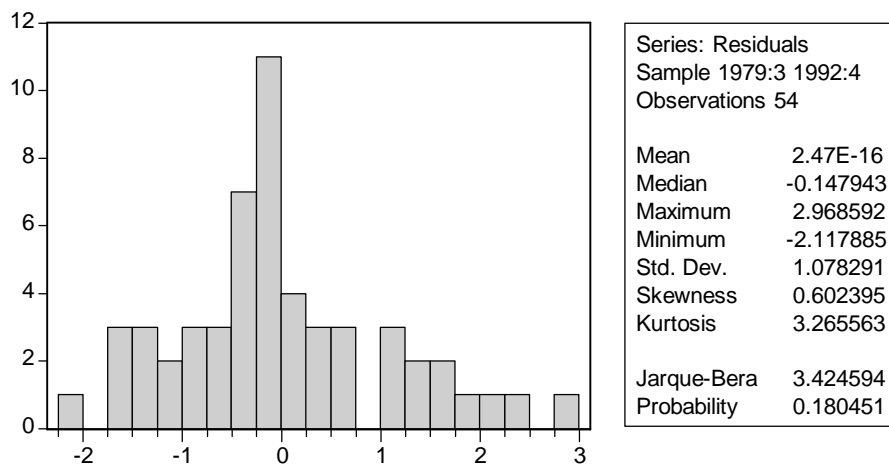
il quale è significativamente sotto il valore proposto dal principio di Taylor. Anche il livello del reddito nazionale ha un coefficiente rispetto al tasso di interesse molto simile, infatti:

$$\beta/(1-\rho) = 0.083340/(1-0.805170) \approx 0.43$$

Ciò dimostra un'attenzione simile da parte del comitato direttivo della banca centrale inglese verso queste due variabili.



I residui si distribuiscono con media e mediana molto vicine allo zero. Si notano dei valori al di fuori delle bande di accettabilità. Il Jarque-Bera test rifiuta l'ipotesi di normalità dei residui, emerge infatti una discreta asimmetria positiva.



Provo quindi a stimare un modello più ricco, inserendo tra i regressori le serie storiche del tasso di interesse di lungo periodo, del tasso di cambio, dell'offerta di moneta e di un indice di borsa, con dovuti ritardi, come fatto in precedenza per le stime del modello [E] sull'intero periodo.

Dependent Variable: IRS
 Method: Least Squares
 Date: 06/21/05 Time: 14:51
 Sample(adjusted): 1980:2 1987:1
 Included observations: 28 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF	0.029494	0.050339	0.585906	0.5656
INF(-1)	0.074596	0.045814	1.628241	0.1219
OUTGAP	0.017423	0.078117	0.223039	0.8262
IRS(-1)	0.660212	0.119648	5.517960	0.0000
IRL	0.029710	0.006385	4.653364	0.0002
IRL(-2)	0.020733	0.008361	2.479725	0.0239
IRL(-4)	0.006677	0.006827	0.978014	0.3418
EXN(-1)	-0.028830	0.011147	-2.586389	0.0192
EXNB(-2)	0.012179	0.011336	1.074353	0.2977
M3	0.032839	0.037053	0.886260	0.3878
C	2.990420	1.258310	2.376536	0.0295
R-squared	0.927808	Mean dependent var	12.04429	
Adjusted R-squared	0.885342	S.D. dependent var	2.237907	
S.E. of regression	0.757783	Akaike info criterion	2.569883	
Sum squared resid	9.761990	Schwarz criterion	3.093249	
Log likelihood	-24.97836	F-statistic	21.84824	
Durbin-Watson stat	1.535172	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tranne l'indice di borsa, le altre variabili compaiono come contemporanee o ritardate tra i regressori del modello. Il coefficiente relativo all'offerta di moneta è molto basso e poco significativo, fatto che mi lascia perplesso poiché fino al 1985, quindi per metà del campione di dati analizzato, la BoE aveva dichiarato una politica monetaria scrupolosa verso il controllo dell'offerta di moneta per la stabilità economica. Anche il coefficiente relativo alla produzione nazionale è drasticamente non significativo. Provo a scindere ulteriormente gli anni in esame in due sottoperiodi, sull'esempio di Nelson (2000), il quale però ha condotto le stime senza includere tra i regressori offerta di moneta, tasso di cambio, tasso di

interesse di lungo periodo e indice di borsa. Scelgo la seguente suddivisione: 1979-1987 e 1988-1992. Il primo sottogruppo prende in considerazione gli anni di una politica monetaria rivolta al controllo dell'offerta di moneta, il secondo invece tratta l'intervallo in cui la BoE rivolge l'attenzione al tasso di cambio.

Il periodo 1979 – 1987

Il periodo inizia con la salita al governo conservatore guidato da Margaret Thatcher. Nel Marzo 1980 viene annunciato un piano di medio termine sul mercato finanziario (MTFS, che per esteso diventa Medium Term Financial Strategy) nonostante il termine del proposito di controllo sull'offerta di moneta venga annunciato e formalizzato solo nel 1985.

Le stime mettono in luce un modesto coefficiente di risposta all'offerta di moneta:

$$\gamma/(1-\rho) = 0.052926/(1-0.810196) \approx 0.28$$

Dependent Variable: IRS
 Method: Least Squares
 Date: 06/26/05 Time: 22:39
 Sample(adjusted): 1979:3 1987:1
 Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	0.064529	0.038706	1.667141	0.1080
IRS(-1)	0.810196	0.102874	7.875578	0.0000
IRL	0.029370	0.007024	4.181249	0.0003
EXN(-1)	-0.019648	0.010539	-1.864297	0.0741
C	1.060060	1.066573	0.993893	0.3298
M3	0.052926	0.037311	1.418524	0.1684
R-squared	0.890062	Mean dependent var		12.41183
Adjusted R-squared	0.868074	S.D. dependent var		2.454672
S.E. of regression	0.891577	Akaike info criterion		2.780335

Sum squared resid	19.87272	Schwarz criterion	3.057881
Log likelihood	-37.09519	F-statistic	40.48005
Durbin-Watson stat	1.776837	Prob(F-statistic)	0.000000

La banca centrale risponde a movimenti del tasso di inflazione con movimenti poco aggressivi del tasso di interesse, in linea con la politica pre 1992 e in pieno disaccordo con il principio di Taylor. Infatti:

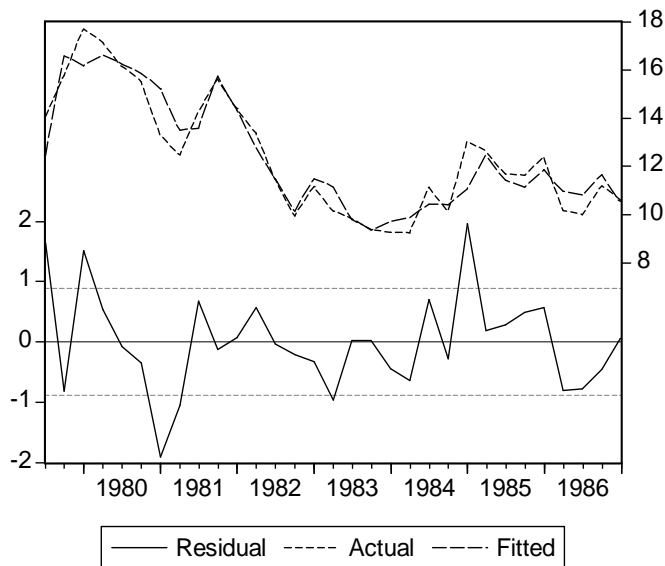
$$\alpha/(1-\rho) = 0.064529/(1-0.810196) \approx 0.34$$

La stima del tasso di cambio lascia qualche dubbio, sia per il segno negativo, che il basso valore del coefficiente, che trasformato per evidenziare la risposta del tasso di interesse vale soltanto:

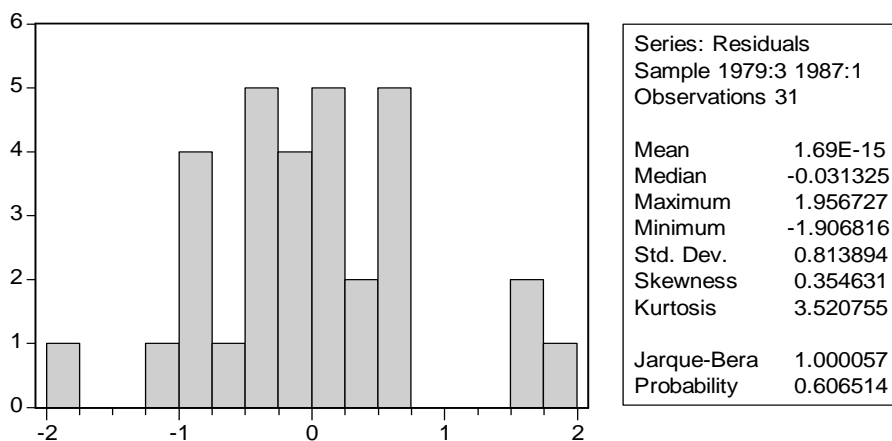
$$\zeta/(1-\rho) = -0.019648/(1-0.810196) \approx -0.1$$

Continua a non apparire significativo l'indice di borsa, nonostante il dichiarato piano strategico di medio termine sul mercato finanziario MTFS.

Non compare tra i regressori la misura diretta del reddito nazionale.



I valori fittati sembrano distribuirsi bene sopra i valori osservati. Il Durbin-Watson test indica una scarsa correlazione dei residui. Il Jarque-Bera test accetta l'ipotesi di normalità in distribuzione dei residui al 60%. Tengo in considerazione il fatto che la scarsa numerosità del campione possa influenzare la sicurezza delle stime del modello.



Il periodo 1987-1992

Nel periodo compreso tra il 1987 e il 1990 la banca centrale inglese si lega in maniera del tutto informale all'andamento del marco tedesco. L'emulazione della politica monetaria tedesca rende difficoltosa l'analisi sulla politica monetaria inglese. Nell'Ottobre 1989, ad esempio, la BOE aumentò il tasso di interesse di breve periodo di cento punti base imitando la Bundesbank, la banca centrale tedesca. Nei due anni che precedono l'annuncio della politica di inflation targeting opera uno staff per il controllo del tasso di cambio, l'ERM (Exchange Rate Mechanism) management.

A ragione di quanto detto la stima di un modello costringe alla scrematura di molte variabili poco significative. Non compare il reddito nazionale. Compare però l'offerta di moneta.

$$\gamma/(1-\rho) = 0.047246/(1-0.888873) \approx 0.43$$

Il peso assunto dall'inflazione è cresciuto notevolmente, la misura della risposta del tasso di interesse ad una variazione sull'inflazione è prossima all'unità:

$$\alpha/(1-\rho) = 0.108623/(1-0.888873) \approx 0.98$$

Il tasso di cambio non appare come significativo tra i regressori del modello.

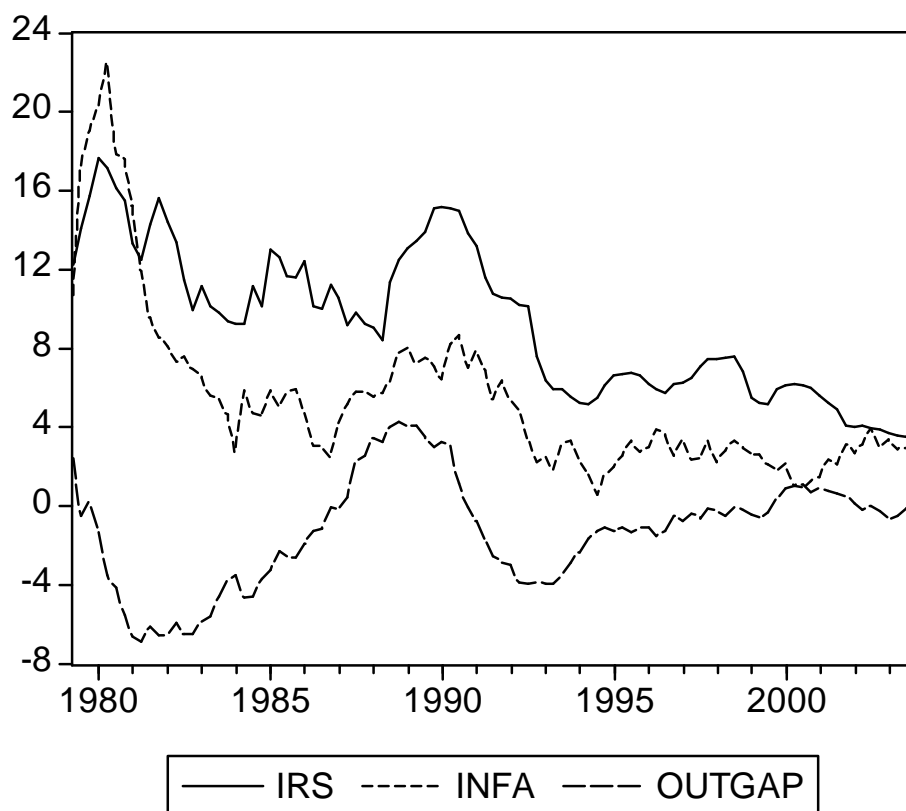
Dependent Variable: IRS
 Method: Least Squares
 Date: 06/27/05 Time: 00:30
 Sample: 1987:2 1992:4
 Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.048620	0.991885	0.049017	0.9614
IRS(-1)	0.888873	0.079465	11.18578	0.0000
INF	0.108623	0.067679	1.604978	0.1259
IRL	0.022672	0.009080	2.497000	0.0224
M3	0.047246	0.034086	1.386084	0.1827
R-squared	0.912399	Mean dependent var		11.68246
Adjusted R-squared	0.892932	S.D. dependent var		2.360561
S.E. of regression	0.772406	Akaike info criterion		2.511046
Sum squared resid	10.73899	Schwarz criterion		2.757893
Log likelihood	-23.87703	F-statistic		46.86915
Durbin-Watson stat	1.553560	Prob(F-statistic)		0.000000

Sottoperiodo 1993:1 – 2003:4

Dall'Ottobre 1992 in poi la situazione politica si fa decisamente più stabile. Si annuncia il perseguimento di un tasso annuo di inflazione contenuto tra l'1% e il 4%, mentre nel 1995 la banca centrale annuncia un target di 2,5%. Nel 1997 la BOE riceve l'indipendenza operativa dal governo.

Le oscillazioni dell'inflazione e della produzione nazionale si riducono e stabilizzano, come spiega il seguente grafico:



Stimo come fatto in precedenza un modello completo di tutte le serie storiche in mio possesso con opportuni ritardi. Scremato dalle variabili non significative si presenta come segue:

Dependent Variable: IRS
 Method: Least Squares
 Date: 06/20/05 Time: 19:54
 Sample(adjusted): 1994:1 2003:4
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.475659	0.263322	1.806383	0.0820
INF(-1)	0.050394	0.024123	2.088988	0.0463
OUTGAP(-2)	-0.352596	0.152356	-2.314292	0.0285
OUTGAP(-3)	0.663410	0.213378	3.109075	0.0044

OUTGAP(-4)	-0.356284	0.138704	-2.568676	0.0161
IRS(-1)	0.920826	0.043240	21.29583	0.0000
IRL(-1)	0.004732	0.001939	2.440264	0.0215
IRL(-2)	0.006555	0.001730	3.788992	0.0008
EXN(-1)	0.021743	0.006013	3.615668	0.0012
EXN(-3)	0.011418	0.005848	1.952626	0.0613
M3(-1)	-0.014864	0.011716	-1.268701	0.2154
M3(-4)	-0.023764	0.011718	-2.027968	0.0525
FTSE(-1)	0.004292	0.001438	2.984989	0.0060
R-squared	0.969169	Mean dependent var	5.655917	
Adjusted R-squared	0.955467	S.D. dependent var	1.189579	
S.E. of regression	0.251035	Akaike info criterion	0.330507	
Sum squared resid	1.701499	Schwarz criterion	0.879393	
Log likelihood	6.389855	F-statistic	70.72966	
Durbin-Watson stat	1.593084	Prob(F-statistic)	0.000000	

Il modello rivela una mancata corrispondenza tra una politica monetaria mirata all'inflation targeting e i risultati empirici; tra i regressori del modello non appare infatti l'inflazione corrente ma soltanto quella ritardata di un periodo. Inoltre il coefficiente riferito a quest'ultima non riflette l'aggressività con cui la BOE dovrebbe rispondere all'inflazione.

$$\alpha/(1-\rho) = 0.050394/(1-0.920826) \approx 0.63$$

Stima di un modello forward looking per il sottoperiodo 1993:1-2003:4

Provo un'analisi differente: aggiungo tra le esplicative del modello l'inflazione attesa. Il modello non scremato dalle variabili non significative diventa il seguente:

$$i = c + E_t(\pi_{t+1}) + \sum_{i=0}^4 \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j i_{t-j} + \sum_{i=0}^4 \delta_i l_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \lambda_i e_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \zeta_i m_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \kappa_i f_{t-i} + \varepsilon_t$$

L'inflazione attesa è calcolata come aspettativa razionale:

$$E_t(\pi_{t+1}) = \hat{\pi}_{t+1} + \eta_{t+1}$$

dove η_{t+1} è l'errore, che si distribuisce come un white noise.

La nuova equazione diventa pertanto:

$$\begin{aligned} i &= c + E_t(\pi_{t+1}) + \sum_{i=0}^4 \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j i_{t-j} + \sum_{i=0}^4 \delta_i l_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \lambda_i e_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \zeta_i m_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \kappa_i f_{t-i} + \varepsilon_t = \\ &= c + \varphi \hat{\pi}_{t+1} + \sum_{i=0}^4 \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j i_{t-j} + \sum_{i=0}^4 \delta_i l_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \lambda_i e_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \zeta_i m_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \kappa_i f_{t-i} + (\varepsilon_t + \eta_{t+1}) \end{aligned}$$

$\varepsilon_t + \eta_{t+1}$ è la sommatoria di due white noise, quindi un white noise a sua volta.

Uso i minimi quadrati a due stadi (TSLS) per stimare il nuovo modello: stimo $\hat{\pi}_{t+1}$ con i minimi quadrati ordinari e inserisco la serie ottenuta nell'equazione principale, che a sua volta calcola i coefficienti delle esplicative con lo stesso metodo. Tutte le variabili esplicative compaiono anche come variabili strumentali tranne $\hat{\pi}_{t+1}$. Tra le strumentali vi sono variabili che non compaiono però tra le esplicative.

Le stime del modello sono le seguenti, dopo aver tolto i regressori non significativi.

Dependent Variable: IRS
 Method: Two-Stage Least Squares
 Date: 06/24/05 Time: 11:47
 Sample(adjusted): 1994:1 2003:3
 Included observations: 39 after adjusting endpoints
 Instrument list: INF(-3) INF(-2) INF(-1) INF OUTGAP(-4) OUTGAP(-2)
 OUTGAP(-1) OUTGAP IRS(-2) IRS(-1) IRL(-3) IRL(-2) IRL(-1) IRL

	EXN(-1)	EXN	FTSE(-4)	FTSE(-3)	FTSE(-1)	FTSE	M3(-2)	M3
Variable	Coefficient		Std. Error		t-Statistic		Prob.	
C	0.162404		0.278887		0.582330		0.5646	
INF(1)	0.059695		0.034854		1.712701		0.0968	
IRS(-2)	-0.755397		0.135903		-5.558369		0.0000	
IRS(-1)	1.717898		0.133492		12.86892		0.0000	
IRL(-1)	0.002838		0.001920		1.477653		0.1496	
IRL	0.005572		0.002260		2.465936		0.0194	
EXN	0.015042		0.005030		2.990381		0.0054	
M3	-0.015431		0.011373		-1.356721		0.1847	
R-squared	0.959982	Mean dependent var					5.701880	
Adjusted R-squared	0.950946	S.D. dependent var					1.168592	
S.E. of regression	0.258823	Sum squared resid					2.076663	
F-statistic	106.0542	Durbin-Watson stat					2.338844	
Prob(F-statistic)	0.000000							

Il modello usato sembra ricalcare in maniera più esauriente le linee annunciate dalla BoE per la politica monetaria. L'inflazione attesa risulta significativa e il suo coefficiente è prossimo al valore 1,5 fissato dal principio di Taylor, infatti assumendo che:

$$i_{t-2} = i_{t-1} = i_t = i$$

il modello sotto analisi

$$i = c + \alpha\pi + (\beta + \kappa)l + \gamma e + \zeta m + \rho i + \lambda i$$

si presenta invece secondo questa forma:

$$i = c + \alpha\pi + (\beta + \kappa)i + \gamma e + \zeta m + \rho i + \lambda i$$

Esplicitando ora il tasso di interesse ottengo:

$$i(1-\rho-\lambda) = c + \alpha\pi + \beta i + \kappa i + \gamma e + \zeta m$$

$$i_t = c/(1-\rho-\lambda) + \alpha\pi/(1-\rho-\lambda) + (\beta + \kappa)i/(1-\rho-\lambda) + \gamma e/(1-\rho-\lambda) + \zeta m/(1-\rho-\lambda)$$

Ora posso confrontare l'1,5 con la quantità

$$\alpha/(1-\rho-\lambda) = 0.059695/(1-1.717898+0.755397) \approx 1.59$$

Il risultato è in linea con il principio di Taylor e con i risultati di Nelson (2000), il cui periodo campione era però limitato agli anni 1993-1997.

Per quanto riguarda invece il valore del coefficiente relativo al tasso di cambio ottengo:

$$\beta/(1-\rho-\lambda) = 0.015042/(1-1.717898+0.755397) \approx 0.40$$

Tra i regressori del modello non compare invece una misura diretta del livello di produzione, che invece è sempre risultata significativa nelle stime precedenti e sostanziale nella regola base di Taylor.

Il test di Sargan dimostra la validità delle variabili strumentali. Il test regredisce le variabili strumentali sui residui delle stime a minimi quadrati a due stadi.

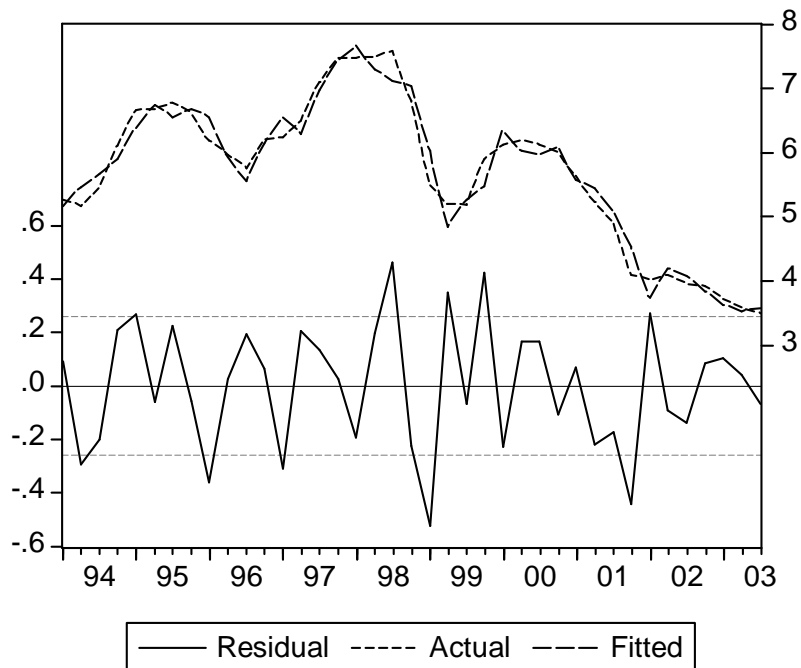
Variabili strumentali significative sono incorrelate con i residui.

Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 06/24/05 Time: 11:48
 Sample(adjusted): 1994:1 2003:3
 Included observations: 39 after adjusting endpoints

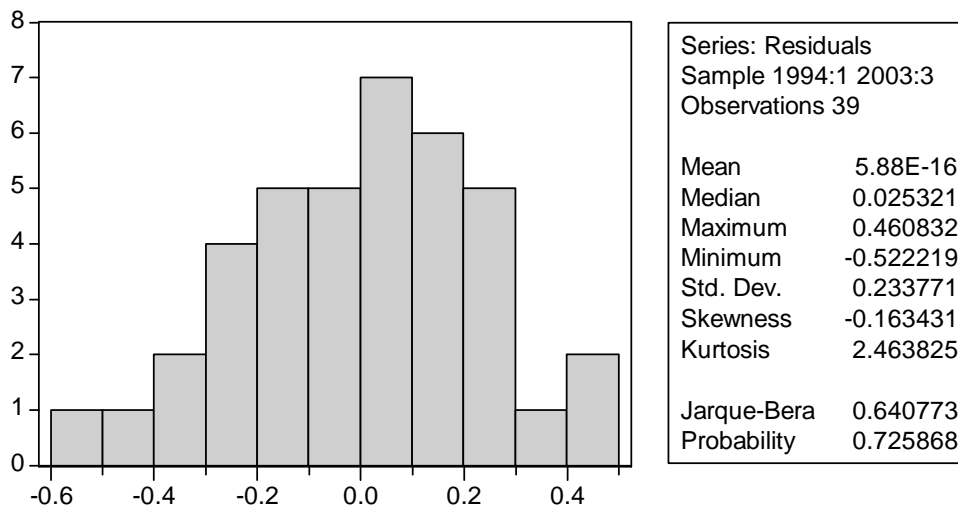
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.086816	0.583712	0.148731	0.8836
INF(-3)	-0.026015	0.043026	-0.604628	0.5539
INF(-2)	0.001927	0.053069	0.036306	0.9715
INF(-1)	0.042081	0.053674	0.784024	0.4445
INF	0.006503	0.053929	0.120576	0.9055
OUTGAP(-4)	-0.076129	0.198042	-0.384410	0.7057
OUTGAP(-2)	0.204537	0.291078	0.702688	0.4923
OUTGAP(-1)	-0.292286	0.405960	-0.719987	0.4819
OUTGAP	0.163720	0.325988	0.502228	0.6223
IRS(-2)	0.040665	0.259403	0.156763	0.8774
IRS(-1)	-0.073402	0.249997	-0.293611	0.7728
IRL(-3)	0.001632	0.004380	0.372684	0.7143
IRL(-2)	0.000401	0.003429	0.117057	0.9083
IRL(-1)	-0.000342	0.002960	-0.115575	0.9094
IRL	-0.000168	0.003204	-0.052570	0.9587
EXN(-1)	0.001123	0.007743	0.145005	0.8865
EXN	0.001220	0.009191	0.132718	0.8961
FTSE(-4)	0.001518	0.002398	0.632718	0.5359
FTSE(-3)	-0.000235	0.002381	-0.098671	0.9226
FTSE(-1)	0.000974	0.002146	0.453617	0.6562
FTSE	0.000272	0.001972	0.137671	0.8922
M3(-2)	0.003883	0.015041	0.258134	0.7996
M3	-0.001433	0.018168	-0.078870	0.9381
R-squared	0.310654	Mean dependent var		5.88E-16
Adjusted R-squared	-0.637197	S.D. dependent var		0.233771
S.E. of regression	0.299117	Akaike info criterion		0.712553
Sum squared resid	1.431539	Schwarz criterion		1.693628
Log likelihood	9.105217	F-statistic		0.327746
Durbin-Watson stat	2.449585	Prob(F-statistic)		0.991874

La statistica test è $39 * 0.310654 \approx 12.1$, e si distribuisce come un chi quadrato con 15 gradi di libertà. La soglia critica al 5% del valore di 8.547 è rifiutata, mentre al 10% = 22.307.

Il grafico dei mostra la buona disposizione dei valori fittati su quelli osservati. Si nota qualche imprecisione nelle stime dei valori degli anni 98 e 99 ma nel complesso il risultato sembra buono.



Il Jarque-Bera test non rifiuta l'ipotesi di normalità in distribuzione dei residui al 73%. La media e la mediana sono valori prossimi allo zero. Si nota una leggera simmetria negativa e un modesto appiattimento della curva rispetto alla distribuzione di probabilità normale.



Stima di un modello forward looking per il sottoperiodo 1979:2-1992:4

Per poter confrontare il comportamento della BoE sui due sottoperiodi in studio stimo anche per gli anni precedenti l'Ottobre 1992 un modello forward looking sull'inflazione.

Inizio le stime di un modello arricchito di tutti i regressori in possesso e dei dovuti ritardi, quindi scremando i regressori meno significativi e utilizzando variabili strumentali valide ottengo:

Dependent Variable: IRS
 Method: Two-Stage Least Squares
 Date: 07/01/05 Time: 00:30
 Sample(adjusted): 1981:1 1992:3
 Included observations: 47 after adjusting endpoints
 Instrument list: INF INF(-1) INF(-4) OUTGAP OUTGAP(-1) OUTGAP(-2)
 OUTGAP(-3) IRL IRL(-1) IRL(-2) IRL(-3) IRL(-4) IRS(-1) IRS(-2)
 IRS(-3) IRS(-4) FTSE FTSE(-1) FTSE(-2) FTSE(-3) M3 M3(-1)
 M3(-2) M3(-3) M3(-4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.126663	0.881701	2.412001	0.0207
INF(1)	0.052035	0.063533	0.819023	0.4178
IRS(-1)	1.271680	0.210547	6.039893	0.0000
IRS(-2)	-0.477153	0.202280	-2.358868	0.0234
EXN	-0.047647	0.019995	-2.382899	0.0221
EXN(-1)	0.039240	0.017879	2.194727	0.0342
IRL	0.017618	0.007572	2.326864	0.0253
IRL(-1)	0.011513	0.008526	1.350420	0.1847
R-squared	0.806483	Mean dependent var		11.69305
Adjusted R-squared	0.771749	S.D. dependent var		1.978374
S.E. of regression	0.945180	Sum squared resid		34.84124
F-statistic	25.21093	Durbin-Watson stat		2.452552
Prob(F-statistic)	0.000000			

Si nota chiaramente che la serie storica dell'inflazione attesa non è significativa.
 Il coefficiente di risposta del tasso di interesse sull'inflazione è più basso finora riscontrato:

$$\alpha/(1-\rho-\lambda) = 0.051035/(1-1.271680+0.477153) \approx 0.25$$

L'ipotesi di usare un modello a minimi quadrati a stadi per inserire tra i regressori l'inflazione attesa con buone possibilità decade.

Il test di Sargan dimostra la validità degli strumenti usati:

Dependent Variable: RESID03
Method: Least Squares
Date: 07/01/05 Time: 00:31
Sample(adjusted): 1981:1 1992:3
Included observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.103507	1.968610	0.052579	0.9586
INF	0.058683	0.077644	0.755796	0.4582
INF(-1)	0.030576	0.073837	0.414102	0.6830
INF(-4)	-0.048983	0.069514	-0.704657	0.4888
OUTGAP	0.033286	0.431960	0.077058	0.9393
OUTGAP(-1)	0.111296	0.636942	0.174735	0.8630
OUTGAP(-2)	-0.121388	0.620795	-0.195537	0.8469
OUTGAP(-3)	-0.040025	0.392120	-0.102073	0.9197
IRL	0.000881	0.010393	0.084744	0.9333
IRL(-1)	0.004199	0.012549	0.334647	0.7412
IRL(-2)	0.008944	0.013676	0.653990	0.5202
IRL(-3)	0.002488	0.012434	0.200094	0.8433
IRL(-4)	0.005955	0.008873	0.671163	0.5094
IRS(-1)	-0.081453	0.266758	-0.305344	0.7631
IRS(-2)	-0.048139	0.364678	-0.132005	0.8962
IRS(-3)	0.186727	0.396222	0.471268	0.6423
IRS(-4)	-0.015914	0.276600	-0.057535	0.9547
FTSE	0.003103	0.006775	0.458012	0.6516
FTSE(-1)	-0.000700	0.006875	-0.101783	0.9199
FTSE(-2)	0.001483	0.006357	0.233257	0.8178
FTSE(-3)	-0.004926	0.006248	-0.788378	0.4393
M3	-0.002839	0.055122	-0.051500	0.9594
M3(-1)	0.015392	0.055204	0.278811	0.7831
M3(-2)	-0.018974	0.049239	-0.385343	0.7039
M3(-3)	-0.023205	0.051698	-0.448851	0.6581
M3(-4)	-0.024865	0.056565	-0.439591	0.6647
R-squared	0.156369	Mean dependent var		-4.06E-15
Adjusted R-squared	-0.847954	S.D. dependent var		0.870298
S.E. of regression	1.183078	Akaike info criterion		3.474874
Sum squared resid	29.39315	Schwarz criterion		4.498360
Log likelihood	-55.65954	F-statistic		0.155696
Durbin-Watson stat	2.495990	Prob(F-statistic)		0.999989

La statistica test è infatti $0.156369 \cdot 47 = 7.35$, che si distribuisce come un chi quadro con 18 gradi di libertà. La soglia critica al 5% del valore di 9.39 è accettata.

Conclusioni

In questo lavoro ho stimato alcune regole di Taylor per il periodo 1979-2003. L'analisi si sviluppa inizialmente su stime riguardanti il campione generale, quindi nei due sottocampioni che l'Ottobre 1992 divide. Il lavoro vuole mettere in evidenza le differenze di condotta nella politica monetaria della banca centrale inglese prima e dopo l'annuncio del perseguimento di un obiettivo di inflation targeting.

In particolare pongo l'attenzione sui risultati riguardanti l'inflazione. Da questi emerge una risposta del tasso di interesse ai movimenti del tasso di inflazione annuo sempre più aggressiva negli anni. Nel sottoperiodo 1979-1992 il coefficiente preposto all'inflazione è risultato di valore inferiore all'unità. In particolare una successiva suddivisione del campione rileva un valore di 0.34 per gli anni 1979-1987 e un valore di 0.98 per gli anni 1987-1992. Negli anni che seguono l'annuncio dell'obiettivo inflazionistico il coefficiente appare superiore all'unità, in linea col principio di Taylor. Il valore di 1.59 inoltre è prossimo a all'1,5 usato da Taylor nelle stime riguardanti il caso statunitense.

Stime di modelli arricchiti sia sull'intero periodo sia sui sottoperiodi evidenziano una politica monetaria di smoothing sul tasso di interesse. In tutte le stime infatti la serie ritardata del tasso di interesse risulta significativa.

Dalle stime specifiche sul periodo 1979-1987 emerge una discreta risposta del tasso di interesse nominale alle variazioni dell'offerta di moneta, in linea con la politica annunciata della BoE. Qualche dubbio emerge dalla considerazione che il modello stimato sul campione a questo successivo (1987-1992) evidenzia un aumento del coefficiente relativo all'offerta di moneta, nonostante l'obiettivo annunciato dalla BoE non fosse più quello di un controllo sulla moneta, bensì sul tasso di cambio. Dalle stime tuttavia non emerge tra i regressori del modello il tasso di cambio, perché poco significativo. Di fatto gli anni che precedono l'Ottobre 1992 racchiudono condotte di politica monetaria eterogenee. Analisi

svolte su campioni di dati poco numerosi al fine di evidenziarne le differenze potrebbero risultare poco precise o potrebbero evidenziare un periodo di politica monetaria incerta.

Le stime sul sottoperiodo 1992-2003, confermano l'annuncio di una politica monetaria basata sull'inflation targeting. Le oscillazioni di breve periodo di reddito, tasso di interesse e inflazione sono contenute. Il modello forward looking stimato attraverso l'uso dei minimi quadrati a due stadi spiega una risposta aggressiva del tasso di interesse nominale a variazioni dell'inflazione attesa. La stima del relativo coefficiente risulta in linea col principio di Taylor.

Non compare come significativo tra i regressori dei modelli stimati il reddito nazionale. Di fatto i regressori usati in questo lavoro sono variabili in qualche modo correlate l'una all'altra, quindi l'assenza di una di queste, nel mio caso il reddito, può essere spiegata dalla presenza congiunta di altre variabili.

Tra i regressori aggiuntivi solamente l'indice di borsa non compare mai come significativo, mentre l'offerta di moneta e il tasso di interesse di lungo periodo sono presenti sia nelle stime sui campioni che precedono il 1992, sia successivamente. Dalle stime TOLS effettuate nel sottoperiodo 1993-2003 il coefficiente relativo al tasso di cambio si rivela significativo e discretamente elevato.

Bibliografia

- John B. Taylor, 1993, “*Discretion versus Policy Rules in Practice*”, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, pp 195-214.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, 1999, “*The science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*”, Journal of Economic Literature, XXXVII, December, 1661-1707.
- Srour, G., 2001, “*Why Do Central Banks Smooth Interest Rates?*”, Bank of Canada Working Paper No. 2001-17.
- Nelson, E., 2000, “*UK Monetary Policy 1972-1997: a guide using Taylor rules*”, Bank of England Working Paper No. 120.
- Castelnuovo, E., 2005, “*Taylor Rules and Interest Rate Smoothing in the Euro Area*”, University of Padua Paper.
- Mankiw, N. G., 2004, “*Macroeconomia*“, Zanichelli Editore.
- Carlstrom, C. T., and Fuerst, T. S, 2003, “*The Taylor Rule: A Guidepost for Monetary Policy?*”, Federal Reserve Bank of Cleveland Paper.