UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA

Facoltà di Scienze Statistiche
Corso di laurea triennale in Statistica e Gestione delle Imprese

TESI DI LAUREA

Regole di Taylor ed indicatori finanziari: una verifica empirica per gli Stati Uniti

Taylor rules and financial indicators: an empirical investigation for the U.S.

RELATORE:
Ch.mo Dott. Efrem Castelnuovo

Laureanda:
Cristina Ros
Matricola:
573466-GEI

Anno Accademico 2009 - 2010

INDICE

INTRODUZIONE

Nel 1993, John Taylor formula la seguente regola per descrivere la politica monetaria statunitense:

$$i_t^{Breve} = c + \alpha\,\tilde{y}_t + \beta\,\pi_t + \rho\, i_{t-1}^{Breve} + \varepsilon_t$$

dove:

- i_t^{Breve} è il tasso di interesse nominale corrente di breve periodo
- c è la costante, definita come la differenza tra tasso di interesse nominale obiettivo i* e obiettivo inflazionistico di lungo periodo π* (corretta per β)
- $\tilde{y}_t$ rappresenta il ciclo economico costituito come deviazione del reddito rispetto al potenziale (output gap)
- π_t è il tasso di inflazione corrente
- ε_t è l'errore, che si assume essere distribuito come un *white noise* (0, σ^2)

La Banca Centrale, grazie a questa regola, controlla il tasso di interesse nominale a breve termine al fine di influenzare quantità e prezzi; economisti e operatori finanziari la sfruttano per analizzare la politica monetaria.

La regola di Taylor assume che la Banca Centrale non reagisca direttamente ad alcuno spread finanziario. In realtà Vasco Cúrdia e Michael Woodford (2009), in un recente lavoro, dimostrano che tale reazione può essere ottimale in presenza di frizioni nel mercato del credito. Tale ottimalità deriva dall'influenza che lo spread può esercitare sia direttamente sull'inflazione, tramite il suo impatto sui costi marginali delle imprese che chiedono prestiti al sistema bancario, sia sul ciclo economico, tramite l'impatto sui consumi finanziati tramite prestito bancario (soprattutto quelli relativi ai beni durevoli).

Per tali motivi i due economisti hanno pensato di introdurre nell'originario modello di Taylor un'altra variabile: lo *spread*, definito come *differenza tra tasso di interesse nominale sui prestiti a consumatori ed imprese e tasso di interesse nominale di breve periodo*.

$$i_t^{Breve} = c + \alpha\, \tilde{y}_t + \beta\, \pi_t + \gamma\, s_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ovviamente lo spread finanziario in un modello econometrico viene introdotto in maniera ritardata rispetto alla dipendente per evitare problemi di endogeneità.
L'analisi di Cúrdia e Woodford (2009) è teorica, basata su un modello calibrato. La mia analisi mira a dare una risposta alla seguente domanda: *la Federal Reserve (la Banca Centrale Americana) ha davvero reagito sistematicamente a tale spread?*

I dati analizzati sono trimestrali e riguardano due campioni: il primo va dal 1972:2 al 1979:2, il secondo dal 1984:1 al 2008:2. Ci sono vari motivi che giustificano questa scelta. I due principali sono sicuramente la crisi petrolifera del 1979 e la conseguente sostituzione al vertice nella FED, sostituzione che ha portato alla decisione di combattere ferocemente l'inflazione.

In alternativa allo spread e per motivi analoghi a quelli che ci hanno portato ad inserirlo nella regola di Taylor in precedenza, possiamo anche deviare il tutto al lungo periodo:

$$i_t^{Breve} = c + \alpha\, \tilde{y}_t + \beta\, \pi_t + \rho\, i_{t-1}^{Breve} + \delta\, i_{t-1}^{Lungo} + \varepsilon_t$$

L'ANALISI DEI DATI

Per entrambi i campioni, il primo modello analizzato sarà:

$$i_t^{Breve} = c + \alpha\, \tilde{y}_t + \beta\, \pi_t + \rho\, i_{t-1}^{Breve} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

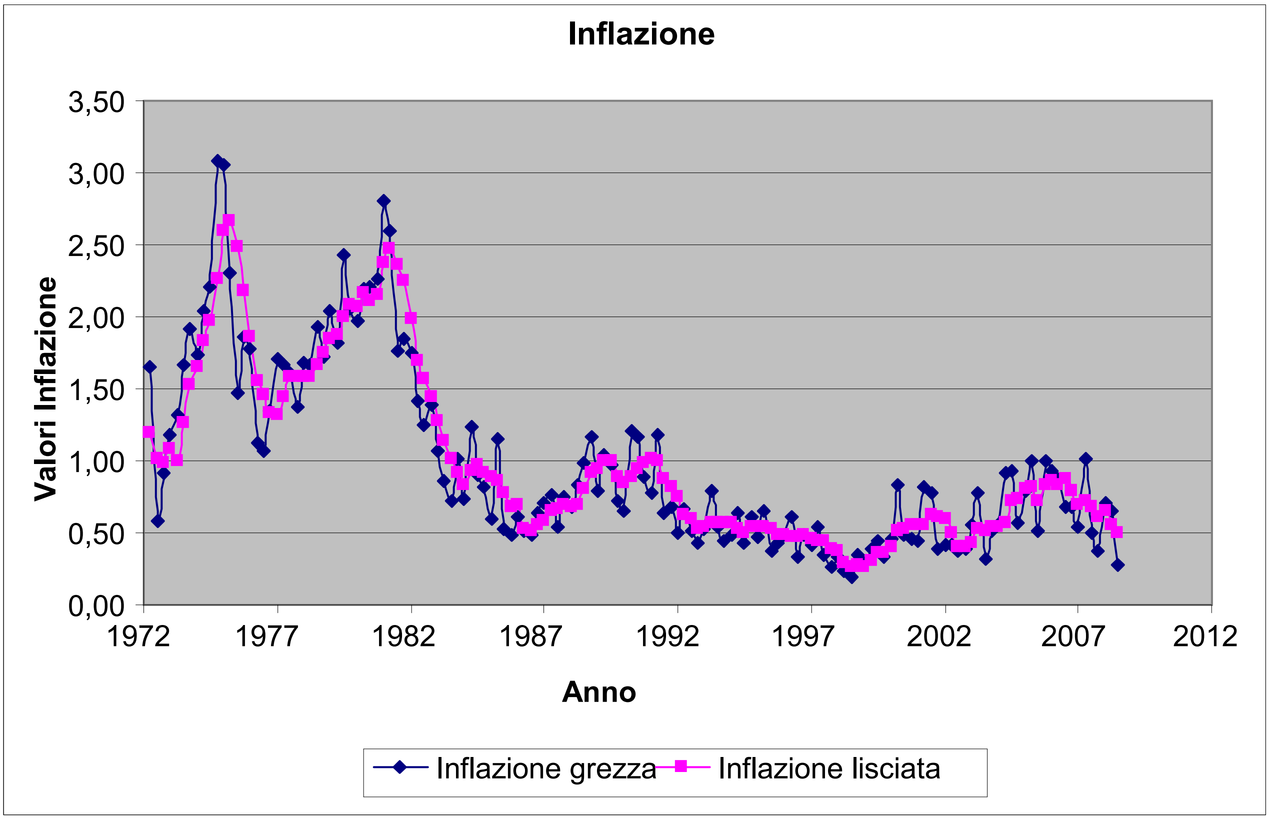
Questa è la versione "standard" della regola di Taylor (1993).

I ritardi della dipendente che vengono inseriti sono necessari per eliminare la correlazione tra i residui e quindi per far sì che essi siano distribuiti come un *white noise* (Di Fonzo, Lisi 2005). Questo ritardo può essere interpretato come inerzialità ottimale da parte del banchiere centrale che, muovendo gradualmente il tasso di interesse nominale, segnala ai mercati con anticipo la reazione di lungo periodo, permettendo così agli agenti di aggiustare le proprie aspettative per tempo (Woodford 2003).

Nel modello scritto sopra se ne vede solo uno, ma è possibile introdurre più ritardi dei regressori al fine di ottenere un correlogramma che indichi assenza di autocorrelazione, in modo da soddisfare una delle ipotesi del modello di regressione. (Vedi Appendice)

All’inflazione è applicata una media mobile di ordine 4 non centrata, sulla base delle osservazioni passate. Il motivo di questa scelta è che la reazione della Banca Centrale all’inflazione riguarda la parte “core” della medesima quindi è più corretto mettere nel modello una media dell’inflazione che riflette l’obiettivo della BC. Sotto è riportato il grafico della serie grezza e lisciata.

Grafico 1

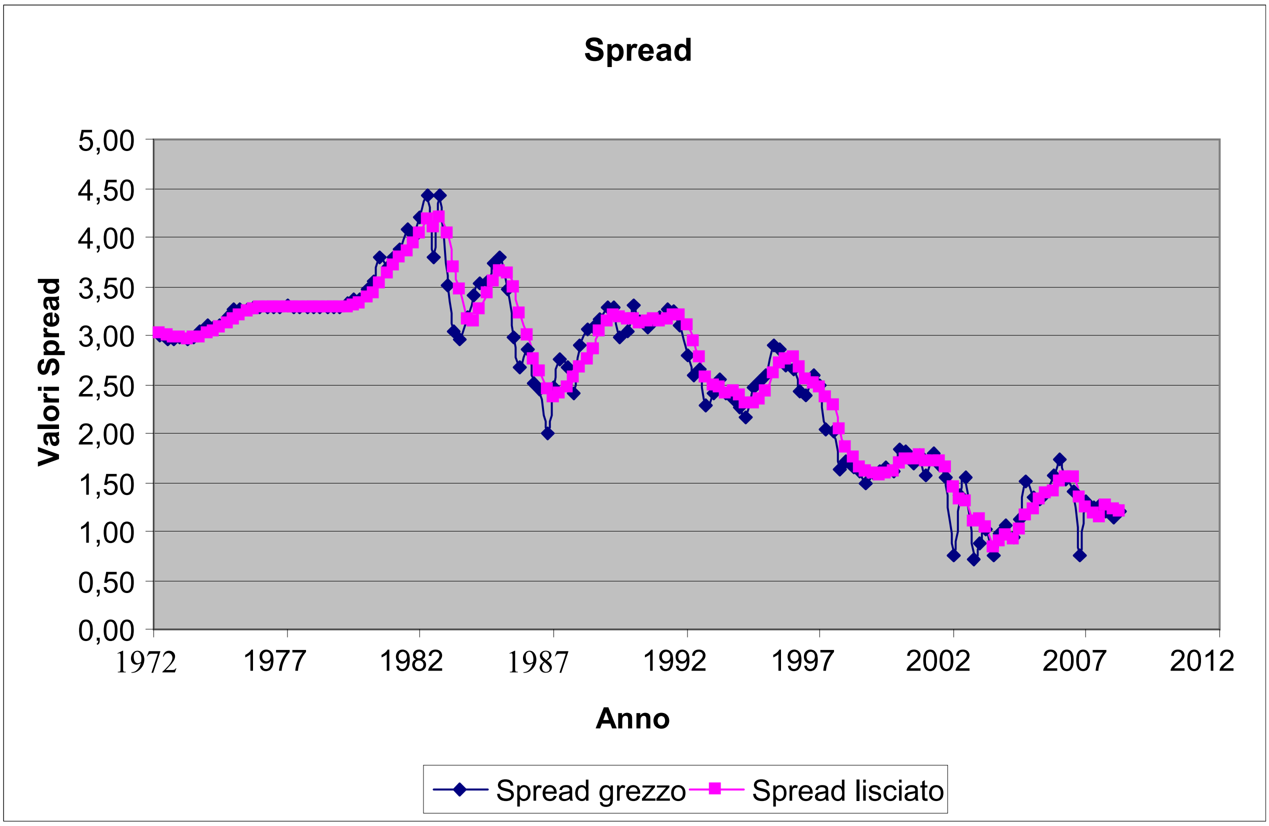


Il secondo modello vede l'aggiunta dello spread:

$$i_t^{Breve} = c + \alpha\,\tilde{y}_t + \beta\,\pi_t + \rho_1\, i_{t-1}^{Breve} + \gamma\, s_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2)$$

Esattamente per lo stesso discorso fatto per l'inflazione, anche allo spread è applicata una media mobile di ordine 4 non centrata. Il grafico è riportato di seguito.

Grafico 2



L'ultimo modello preso in considerazione è quello arricchito del tasso di interesse di lungo periodo, sempre ritardato:

$$i_t^{Breve} = c + \alpha\, \tilde{y}_t + \beta\, \pi_t + \rho\, i_{t-1}^{Breve} + \delta\, i_{t-1}^{Lungo} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

Anche in questo caso in entrambi i campioni alle variabili inflazione, output, tasso nominale di lungo e di breve periodo possono essere applicati dei ritardati rispetto alla dipendente per evitare correlazione.

Quest'ultimo modello è applicato solo ai dati del secondo campione poiché introducendo il tasso di interesse di lungo periodo nel primo, esso risulta non significativo.

CAMPIONE 1 – dal 1972:2 al 1979:2

Questo primo sottocampione contiene poche osservazioni (solo 27), quindi ci vuole molta cautela nell'interpretazione dei dati.

PRIMO MODELLO

$$i_t^{Breve} = c + \alpha\, \tilde{y}_{t-1} + \rho_1\, i_{t-1}^{Breve} + \rho_2\, i_{t-2}^{Breve} + \rho_3\, i_{t-3}^{Breve} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

Modello 1.1

OLS, usando le osservazioni 1972:4-1979:2 (T = 27)

Variabile dipendente: i_t^{Breve}

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
costante	0,46296	0,0867503	5,3367	0,00002	***
$\tilde{y}_{t-1}$	0,138587	0,0214121	6,4724	<0,00001	***
i_{t-1}^{Breve}	0,877477	0,127861	6,8628	<0,00001	***
i_{t-2}^{Breve}	-0,758976	0,161507	-4,6993	0,00011	***
i_{t-3}^{Breve}	0,64343	0,128793	4,9958	0,00005	***

Media var. dipendente	1,848765	SQM var. dipendente	0,572564
Somma quadr. residui	0,571035	E.S. della regressione	0,161109
R-quadro	0,933005	R-quadro corretto	0,920824
F(4, 22)	113,3739	P-value(F)	2,39e-14
Log-verosimiglianza	13,74656	Criterio di Akaike	-17,49312
Criterio di Schwarz	-11,01394	Hannan-Quinn	-15,56652
rho	-0,247568	Durbin-Watson	2,483281

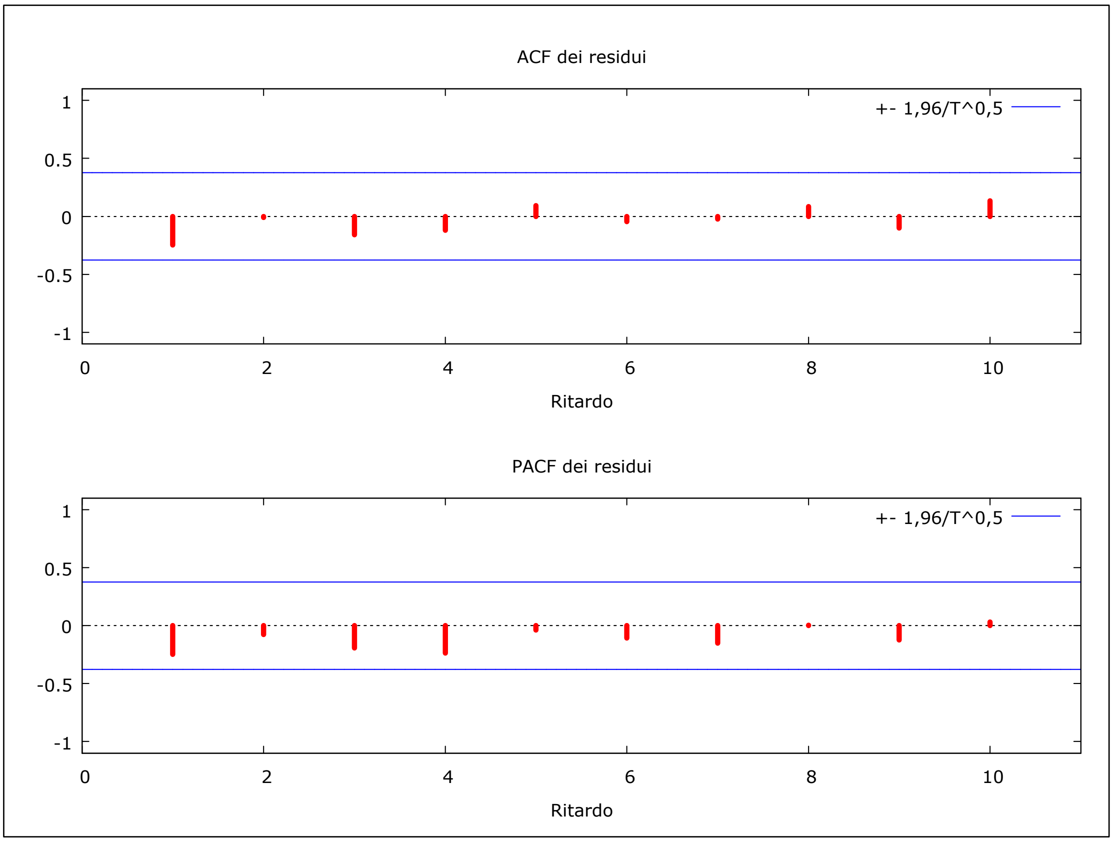
L'inflazione risulta non significativa e quindi viene tolta dal modello. Una ragione possibile è che in questo periodo storico, in particolare negli anni 70, non si è posta sufficiente attenzione alle oscillazioni di questa variabile, perlomeno in termini relativi rispetto al ciclo economico. L'eliminazione dell'inflazione a causa della non significatività è una versione estrema di ciò che sostengono Clarida, Galì, Gertler (2000).

L'output è significativo con un coefficiente positivo, ma è ritardato di un trimestre rispetto alla dipendente. Questo evidenzia un ritardo nella reazione della Banca Centrale. L'incidenza dell'output sul tasso di interesse nominale nel lungo periodo è:

$$\text{Incidenza } \tilde{y}^{\,LP} = \frac{\alpha}{(1 - \rho 1 - \rho 2 - \rho 3)} = \frac{0{,}138587}{1 - 0{,}877477 - (-0{,}758976) - 0{,}64343} =$$

$$= 0{,}181889 = 18{,}18\%$$

Per eliminare l'autocorrelazione dei residui è necessario introdurre nel modello tre ritardi della dipendente. I residui sono così white noise.



La somma dei coefficienti della dipendente ritardata è minore di uno; questo perché altrimenti avremmo una reazione esplosiva difficilmente interpretabile dal punto di vista economico.
Anche il test di Durbin-Watson conferma l'assenza di autocorrelazione, con un valore di 2,48328 e un p-value di 0,785316, significativo a favore dell'ipotesi nulla che il vero valore sia 2.
L'R^2 corretto mostra che il modello spiega i dati al 92,08 %.

SECONDO MODELLO

$$i_t^{Breve} = c + \alpha_1 \tilde{y}_{t-1} + \alpha_2 \tilde{y}_{t-2} + \rho_1 i_{t-1}^{Breve} + \rho_2 i_{t-2}^{Breve} + \rho_3 i_{t-3}^{Breve} + \gamma_1 s_{t-2} + \gamma_2 s_{t-3} + \\ + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

Modello 1.2

OLS, usando le osservazioni 1972:4-1979:2 (T = 27)

Variabile dipendente: i_t^{Breve}

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
costante	0,790533	0,688381	1,1484	0,26506	
$\tilde{y}_{t-1}$	0,122523	0,027468	4,4606	0,00027	***
$\tilde{y}_{t-2}$	0,0984344	0,0319832	3,0777	0,00620	***
i_{t-1}^{Breve}	0,649213	0,17252	3,7631	0,00132	***
i_{t-2}^{Breve}	-0,722972	0,166999	-4,3292	0,00036	***
i_{t-3}^{Breve}	0,465879	0,125381	3,7157	0,00147	***
s_{t-2}	10,341	4,14076	2,4974	0,02186	**
s_{t-3}	-10,2779	4,14399	-2,4802	0,02267	**

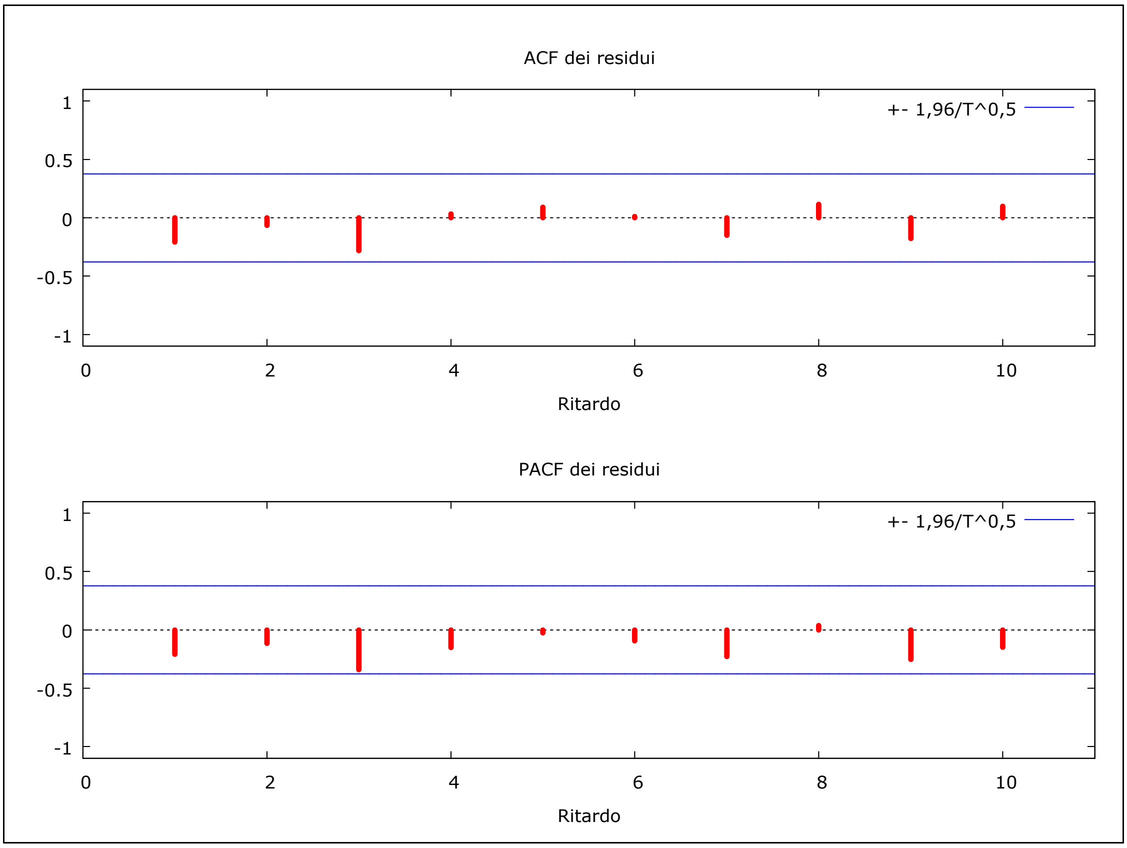
Media var. dipendente	1,848765	SQM var. dipendente	0,572564
Somma quadr. residui	0,425742	E.S. della regressione	0,149691
R-quadro	0,950051	R-quadro corretto	0,931649
F(7, 19)	99,56019	P-value(F)	1,27e-13
Log-verosimiglianza	17,71039	Criterio di Akaike	-19,42077
Criterio di Schwarz	-9,054076	Hannan-Quinn	-16,33821
rho	-0,208608	Durbin-Watson	2,405481

L'output risulta significativo sia con uno che con due ritardi rispetto alla dipendente; la somma dei due coefficienti è comunque maggiore di 0 e l'incidenza di tale variabile sul tasso di interesse nominale nel lungo periodo aumenta rispetto al precedente modello. Infatti:

Incidenza $\tilde{y}^{LP} = \dfrac{\alpha_1 + \alpha_2}{1 - \rho 1 - \rho 2 - \rho 3} = \dfrac{0{,}122523 + 0{,}0984344}{1 - 0{,}649213 - (-0{,}722972) - 0{,}465879} =$

$= 0{,}563494 = 56{,}34$

Di nuovo i ritardi della dipendente per eliminare l'autocorrelazione sono tre. I residui sono white noise, il valore del test Durbin-Watson, 2,40548, lo conferma con un p-value di 0,572892.



La nuova variabile introdotta, lo spread, è significativa se ritardata di due e tre periodi. L'incidenza sul tasso di interesse nominale nel lungo periodo è:

Incidenza $s^{LP} = \dfrac{\gamma_1 + \gamma_2}{1 - \rho 1 - \rho 2 - \rho 3} = \dfrac{10{,}341 - 10{,}2779}{1 - 0{,}649213 - (-0{,}722972) - 0{,}465879} =$

$= 0{,}160920 = 16{,}09\%$

L'introduzione dello spread porta ad un miglioramento del modello secondo il criterio dell'R^2 corretto e secondo quello di Akaike, mentre il criterio di Schwarz premia il primo modello perché dà maggior importanza al numero di variabili esplicative presenti.

CAMPIONE 2 – dal 1984:1 al 2008:2

PRIMO MODELLO

$$i_t^{Breve} = c + \alpha_1 \tilde{y}_t + \alpha_2 \tilde{y}_{t-1} + \beta_1 \pi_t + \beta_2 \pi_{t-1} + \rho_1 i_{t-1}^{Breve} + \rho_2 i_{t-2}^{Breve} + \varepsilon_t \qquad (2.1)$$

Modello 2.1

OLS, usando le osservazioni 1984:1-2008:2 (T = 98)

Variabile dipendente: i_t^{Breve}

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
costante	0,026927	0,044558	0,6043	0,54714	
π_t	0,421168	0,169362	2,4868	0,01471	**
π_{t-1}	-0,349659	0,167221	-2,0910	0,03932	**
$\tilde{y}_t$	0,087072	0,0218483	3,9853	0,00014	***
$\tilde{y}_{t-1}$	-0,0578341	0,020431	-2,8307	0,00572	***
i_{t-1}^{Breve}	1,41002	0,138758	10,1617	<0,00001	***
i_{t-2}^{Breve}	-0,474361	0,113929	-4,1637	0,00007	***

Media var. dipendente	1,314320	SQM var. dipendente	0,595214
Somma quadr. residui	0,939929	E.S. della regressione	0,101631
R-quadro	0,972649	R-quadro corretto	0,970845
F(6, 91)	381,3003	P-value(F)	3,33e-62
Log-verosimiglianza	88,64300	Criterio di Akaike	-163,2860
Criterio di Schwarz	-145,1912	Hannan-Quinn	-155,9670
rho	-0,047583	Durbin-Watson	2,083016

L'inflazione è significativa sia al ritardo 0 che al primo: essa ha avuto infatti un importante ruolo nella determinazione del tasso di interesse nominale nel periodo preso in considerazione. L'incidenza dell'inflazione nel lungo periodo sul tasso di interesse nominale è:

$$\text{Incidenza } \pi^{LP} = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \rho1 - \rho2} = \frac{0,421168 - 0,349659}{1 - 1,41002 - (-0,474361)} =$$

$$= 1,111406 = 111,41\%$$

Questo dato conferma come l'inflazione influenza il tasso di interesse nominale con un rapporto superiore a 1, per esempio una reazione capace di stabilizzare le aspettative d'inflazione da parte degli agenti del sistema economico (vedi APPENDICE TECNICA: Principio di Taylor).

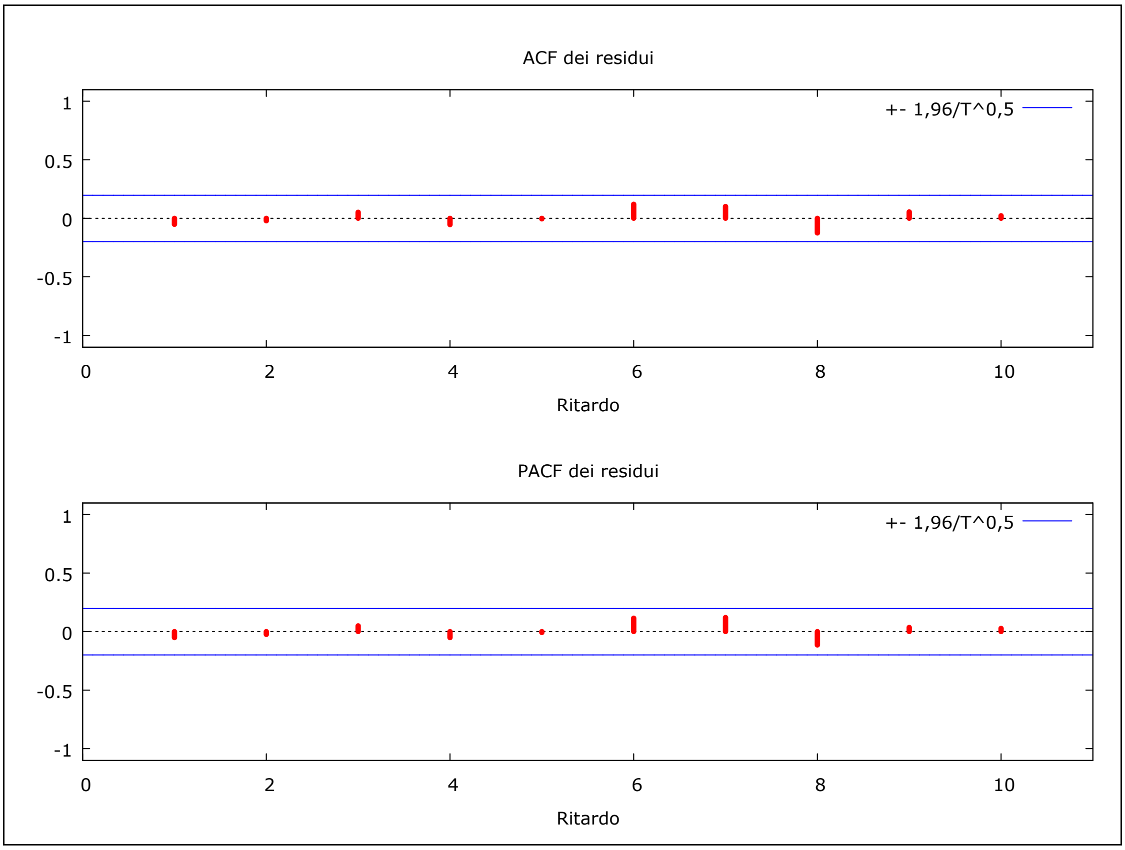
Anche l'output è significativo sia al tempo t che al tempo t-1, segno che la variabile risposta risente dell'output non solo contemporaneo ma anche precedente di un trimestre. La somma dei coefficienti di tali variabili è maggiore di zero coerentemente con le implicazioni economiche del modello. L'incidenza complessiva dell'output nel lungo periodo rispetto al tasso di interesse nominale è più del doppio di quella calcolata nel primo campione:

$$\text{Incidenza } \tilde{y}^{LP} = \frac{\alpha_1 + \alpha_2}{1 - \rho1 - \rho2} = \frac{0,087072 - 0,0578341}{1 - 1,41002 - (-0,474361)}$$

$$= 0,454420 = 45,44\%$$

I ritardi della dipendente inseriti sono due e i loro coefficienti sommati sono minori di 1.

Il test di Durbin-Watson e i residui confermano la non autocorrelazione e quindi la presenza di errori white noise.



Infine l'R^2 corretto mostra un buon adattamento dei dati al modello.

SECONDO MODELLO

$$i_t^{Breve} = c + \alpha_1 \tilde{y}_t + \alpha_2 \tilde{y}_{t-1} + \beta_1 \pi_t + \beta_2 \pi_{t-1} + \rho_1 i_{t-1}^{Breve} + \rho_2 i_{t-2}^{Breve} + \gamma s_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

Modello 2.2

OLS, usando le osservazioni 1984:1-2008:2 (T = 98)

Variabile dipendente: i_t^{Breve}

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
costante	0,00529135	0,0425276	0,1244	0,90126	
π_t	0,412513	0,16509	2,4987	0,01428	**
π_{t-1}	-0,371633	0,165192	-2,2497	0,02691	**
$\tilde{y}_t$	0,0885698	0,0203944	4,3428	0,00004	***
$\tilde{y}_{t-1}$	-0,0396074	0,0200466	-1,9758	0,05124	*
i_{t-1}^{Breve}	1,3497	0,138401	9,7521	<0,00001	***
i_{t-2}^{Breve}	-0,491705	0,106518	-4,6162	0,00001	***
s_{t-1}	0,0644547	0,0200577	3,2135	0,00182	***

Media var. dipendente	1,314320	SQM var. dipendente	0,595214
Somma quadr. residui	0,866250	E.S. della regressione	0,098107
R-quadro	0,974793	R-quadro corretto	0,972832
F(7, 90)	410,0046	P-value(F)	2,25e-65
Log-verosimiglianza	92,64294	Criterio di Akaike	-169,2859
Criterio di Schwarz	-148,6061	Hannan-Quinn	-160,9214
rho	-0,060114	Durbin-Watson	2,110565

Il modello è uguale al precedente solo che viene aggiunto lo spread ritardato di un trimestre.

Questo comporta innanzitutto il cambiamento dell'incidenza delle variabili sull'esplicativa nel lungo periodo:

$$\text{Incidenza } \pi^{LP} = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \rho 1 - \rho 2} = \frac{0,412513 - 0,371633}{1 - 1,3497 - (-0,491705)} =$$

$$= 0,287877 = 28,78\%$$

$$\text{Incidenza } \tilde{y}^{LP} = \frac{\alpha_1 + \alpha_2}{1 - \rho 1 - \rho 2} = \frac{0{,}0885698 - 0{,}0396074}{1 - 1{,}3497 - (-0{,}491705)} =$$

$$= 0{,}344793 = 34{,}47\%$$

L'incidenza dell'output varia soprattutto perché la variabile, al ritardo 1, è significativa solo al 10%. Rispetto al campione precedente è notevolmente più bassa.

L'incidenza dell'inflazione, invece, precipita; la conclusione a cui si arriva è che lo spread inglobi in qualche modo l'inflazione. Sa la previsione di inflazione è alta, il tasso di interesse sui prestiti aumenterà e, di conseguenza, anche lo spread sarà in crescita.

L'incidenza dello spread nel lungo periodo è infatti maggiore di quella dell'inflazione:

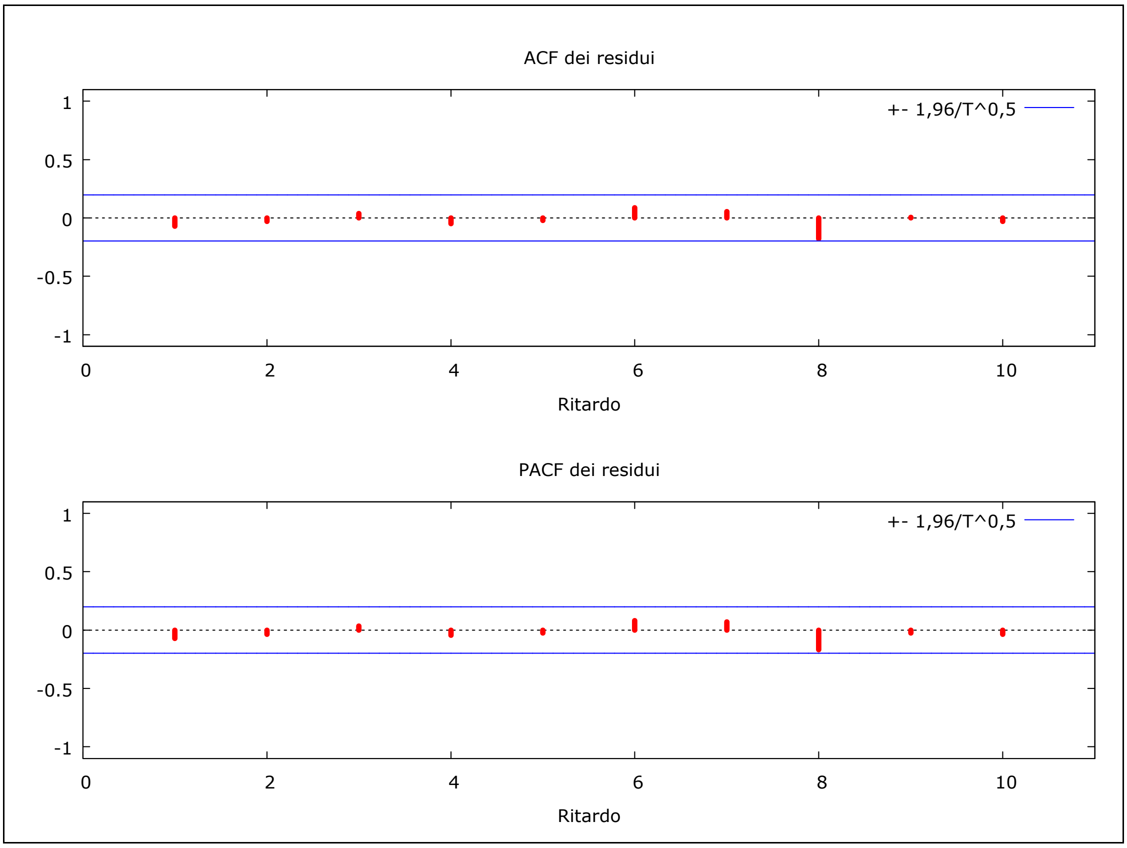
$$\text{Incidenza } s^{LP} = \frac{\gamma}{1 - \rho 1 - \rho 2} = \frac{0{,}0644547}{1 - 1{,}3497 - (-0{,}491705)} =$$

$$= 0{,}453890 = 45{,}39\%$$

L'incidenza dello spread è quasi il triplo rispetto al campione analizzato precedentemente.

Il criterio di Akaike, quello di Schwarz e l'R^2 corretto segnalano che questo modello è preferibile al precedente.

I residui sono sempre white noise, e il test di Durbin-Watson, con un valore di 2,11057, è significativo con un p-value di 0,516348, quindi non c'è autocorrelazione.



TERZO MODELLO

$$i_t^{Breve} = c + \alpha_1\, \tilde{y}_t + \alpha_2\, \tilde{y}_{t-1} + \beta_1\, \pi_t + \beta_2\, \pi_{t-1} + \rho_1\, i_{t-1}^{Breve} + \rho_2\, i_{t-2}^{Breve} + \delta_1\, i_{t-1}^{Lungo} + \delta_2\, i_{t-2}^{Lungo} + \delta_3\, i_{t-3}^{Lungo} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

Modello 2.3

OLS, usando le osservazioni 1984:1-2008:2 (T = 98)

Variabile dipendente: i_t^{Breve}

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
costante	-0,0140237	0,0439293	-0,3192	0,75031	
π_t	0,395361	0,156211	2,5309	0,01315	**
π_{t-1}	-0,357165	0,149847	-2,3835	0,01930	**
$\tilde{y}_t$	0,0837904	0,0207396	4,0401	0,00011	***
$\tilde{y}_{t-1}$	-0,0487172	0,01942	-2,5086	0,01395	**
i_{t-1}^{Breve}	1,36699	0,103597	13,1953	<0,00001	***
i_{t-2}^{Breve}	-0,484682	0,0972644	-4,9831	<0,00001	***
i_{t-1}^{Lungo}	0,0932944	0,021503	4,3387	0,00004	***
i_{t-2}^{Lungo}	-0,146864	0,0516303	-2,8445	0,00553	***
i_{t-3}^{Lungo}	0,0735081	0,0314838	2,3348	0,02183	**

Media var. dipendente	1,314320	SQM var. dipendente	0,595214
Somma quadr. residui	0,728944	E.S. della regressione	0,091014
R-quadro	0,978788	R-quadro corretto	0,976619
F(9, 88)	581,8194	P-value(F)	2,18e-74
Log-verosimiglianza	101,0992	Criterio di Akaike	-182,1983
Criterio di Schwarz	-156,3487	Hannan-Quinn	-171,7427
rho	-0,055589	Durbin-Watson	2,099485

L'incidenza dell'output nel lungo periodo diminuisce nuovamente:

$$\text{Incidenza } \tilde{y}^{LP} = \frac{\alpha_1 + \alpha_2}{1 - \rho 1 - \rho 2} = \frac{0{,}0837904 - 0{,}0487172}{1 - 1{,}36699 - (-0{,}484682)} =$$

$$= 0{,}298039 = 29{,}80\%$$

La somma dei coefficienti è comunque maggiore di 0.

Per quanto riguarda l'inflazione, la sua incidenza aumenta leggermente rispetto al modello contenente lo spread, anche se non di molto. Questo perché il tasso di interesse di lungo periodo, come lo spread, ingloba parte dell'influenza che ha l'inflazione sul tasso nominale. Infatti se questa cresce, il tasso di interesse di lungo periodo si alzerà perché ci sono maggiori rischi ad investire e quindi sono necessari ritorni più alti per essere incentivati.

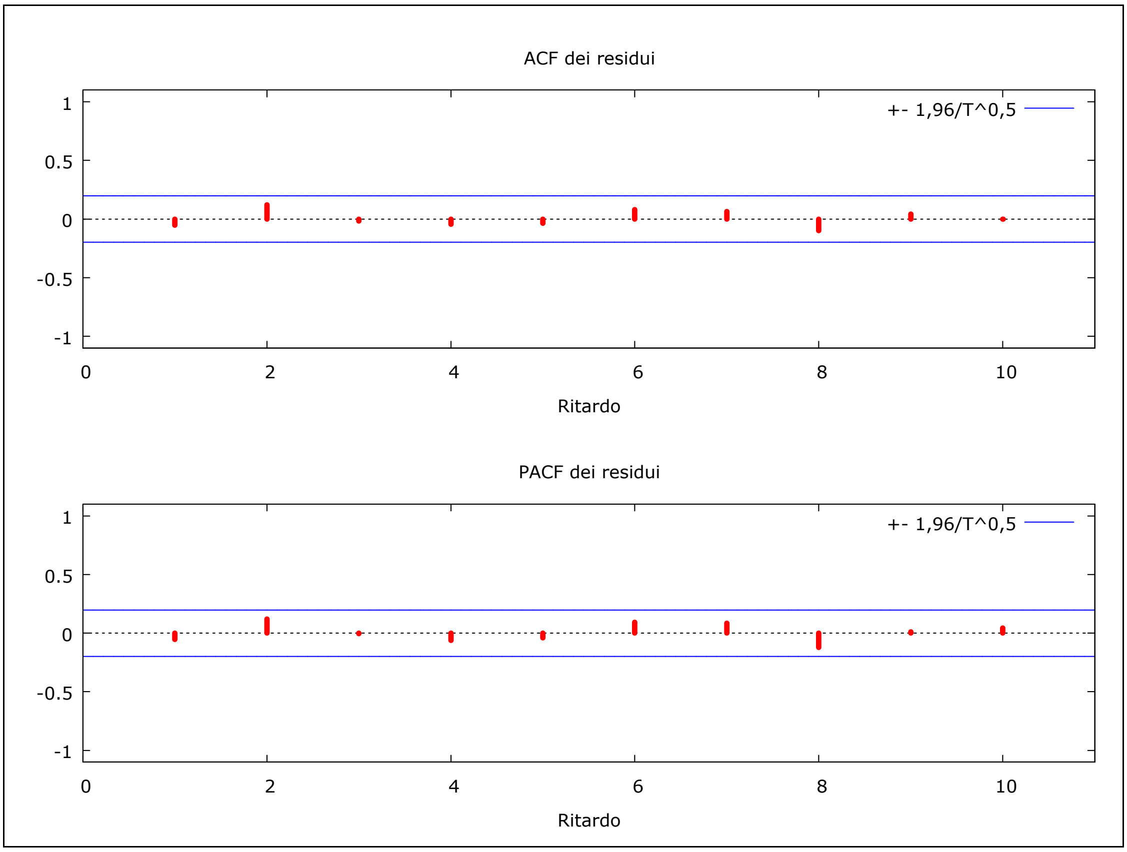
$$\text{Incidenza } \pi^{LP} = \frac{\delta_1 + \delta_2 + \delta_3}{1 - \rho1 - \rho2} = \frac{0{,}0932944 - 0{,}146864 + 0{,}0735081}{1 - 1{,}36699 - (-0{,}484682)} =$$

$$= 0{,}324542 = 32{,}45\%$$

$$\text{Incidenza } i^{Lungo\ LP} = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \rho1 - \rho2} = \frac{0{,}395361 - 0{,}357165}{1 - 1{,}36699 - (-0{,}484682)} =$$

$$= 0{,}169408 = 16{,}94\%$$

Il test di Durbin-Watson e l'analisi dei residui indicano l'assenza di autocorrelazione.

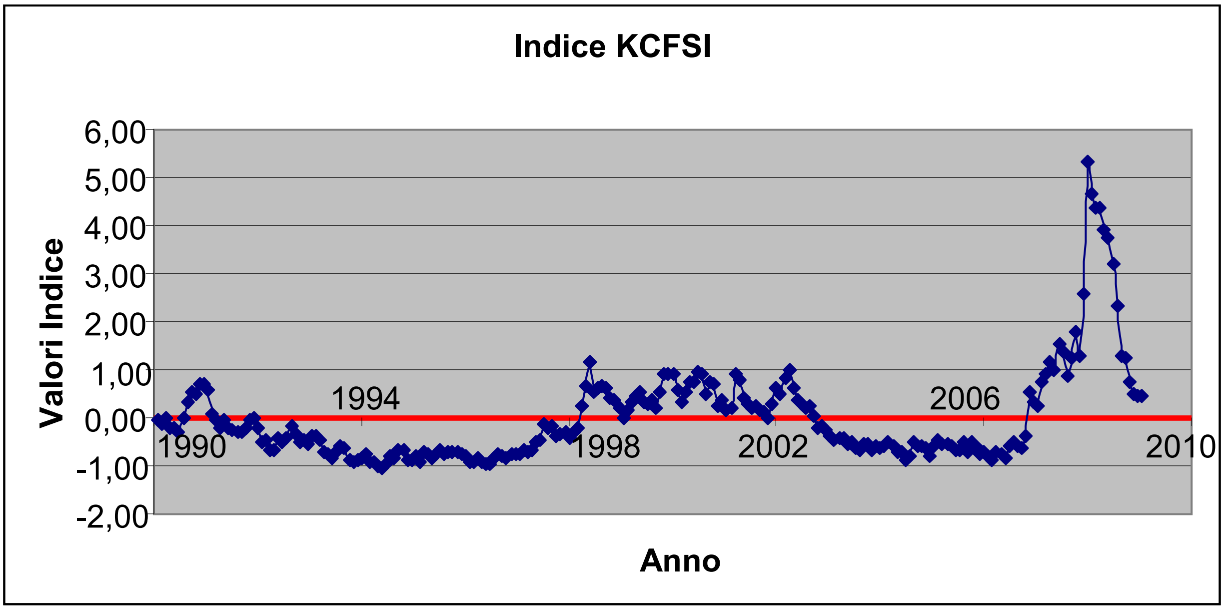


Tutti i criteri di scelta tra modelli indicano la preferenza per questo terzo tipo.

INDICE KCFSI

La Federal Reserve di Kansas City ha recentemente reso noto un indicatore che tenta di misurare lo stress finanziario del mercato; tale indicatore si basa sul calcolo delle componenti principali, metodo puramente statistico.

I dati sono mensili, e sotto è riportato il grafico dal febbraio del 1990 al novembre del 2009.



Se i valori dell'indice stanno sopra lo zero allora si dovrebbe essere in presenza di crisi finanziarie e viceversa, se i valori sono negativi, ci si aspetta un periodo di calma finanziaria.

Evidentemente questo indice cattura le crisi finanziarie statunitensi.

Se si stima un modello che include questo indice si ottengono i seguenti risultati:

$$i_t^{Breve} = c + \alpha\, \tilde{y}_t + \rho_1\, i_{t-1}^{Breve} + \rho_2\, i_{t-2}^{Breve} + \eta\, K_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

dove K è l'indice KCFSI.

Modello 3

OLS, usando le osservazioni 1990:3-2008:2 (T = 72)

Variabile dipendente: i_t^{Breve}

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
constante	0,059814	0,0198174	3,0182	0,00359	***
$\tilde{y}_t$	0,048403	0,011971	4,0434	0,00014	***
i_{t-1}^{Breve}	1,34424	0,103436	12,9959	<0,00001	***
i_{t-2}^{Breve}	-0,421329	0,101735	-4,1414	0,00010	***
K_{t-1}	-0,0746372	0,0173224	-4,3087	0,00005	***

Media var. dipendente	1,057037	SQM var. dipendente	0,435656
Somma quadr. residui	0,307977	E.S. della regressione	0,067799
R-quadro	0,977145	R-quadro corretto	0,975781
F(4, 67)	891,6882	P-value(F)	2,70e-57
Log-verosimiglianza	94,19469	Criterio di Akaike	-178,3894
Criterio di Schwarz	-167,0061	Hannan-Quinn	-173,8576
rho	0,081285	Durbin-Watson	1,834057

L’indice KCFSI è significativo nel modello. L’inflazione invece non compare, molto probabilmente perché, per costruzione, è già compresa nell’indice stesso.

L’influenza di quest’ultimo sul modello è una conferma del fatto che potrebbe essere corretto e rilevante inserire una variabile che misuri lo stress finanziario al fine di prevedere il tasso di interesse nominale.

Interessantemente, il segno è differente rispetto a quello dello spread analizzato nei precedenti modelli.

ANALISI GRAFICA

Guardiamo i due grafici sottostanti che si riferiscono al primo campione. Il primo riporta i valori stimati dal modello senza lo spread (modello 1.1) mentre il secondo i valori stimati con lo spread (modello 1.2).

Grafico 1.1

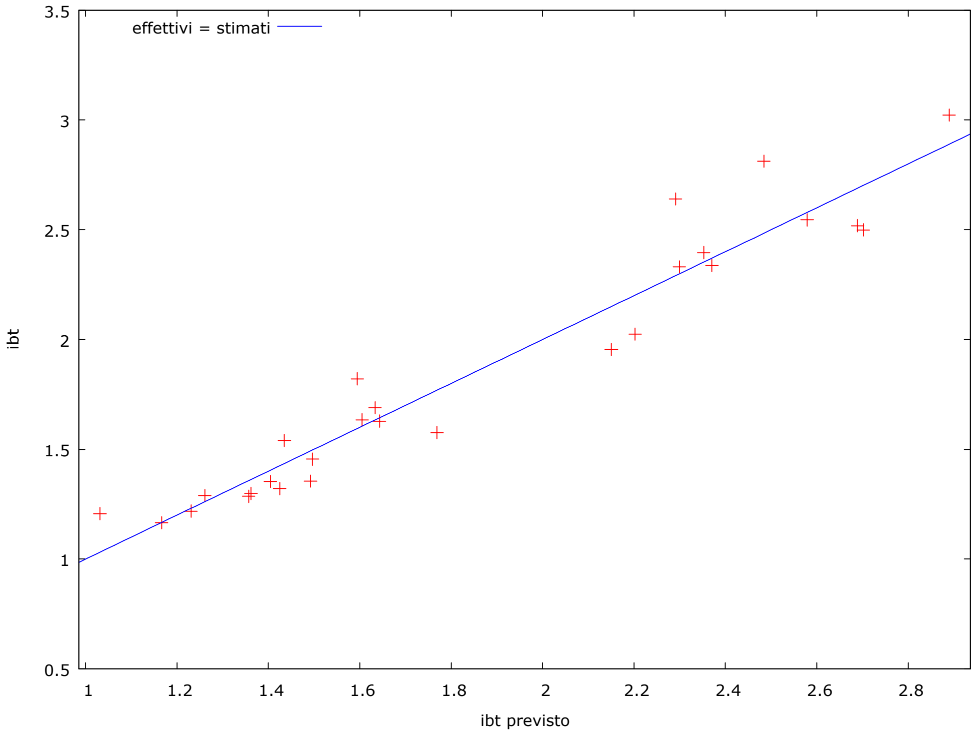
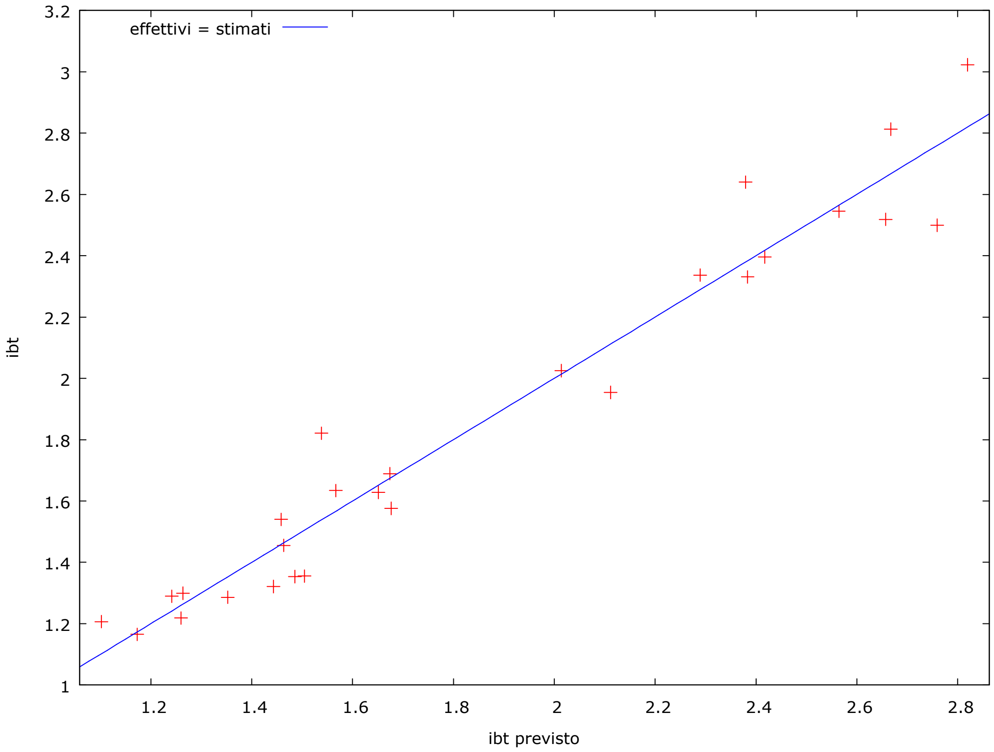


Grafico 1.2



In effetti i due grafici non indicano una netta superiorità di un modello rispetto all’altro, probabilmente anche perché l’incidenza dello spread è minore nel primo campione e le osservazioni sono solo 27.

Analizziamo quindi gli stessi tipi di grafici ma relativi al secondo campione.

Grafico 2.1

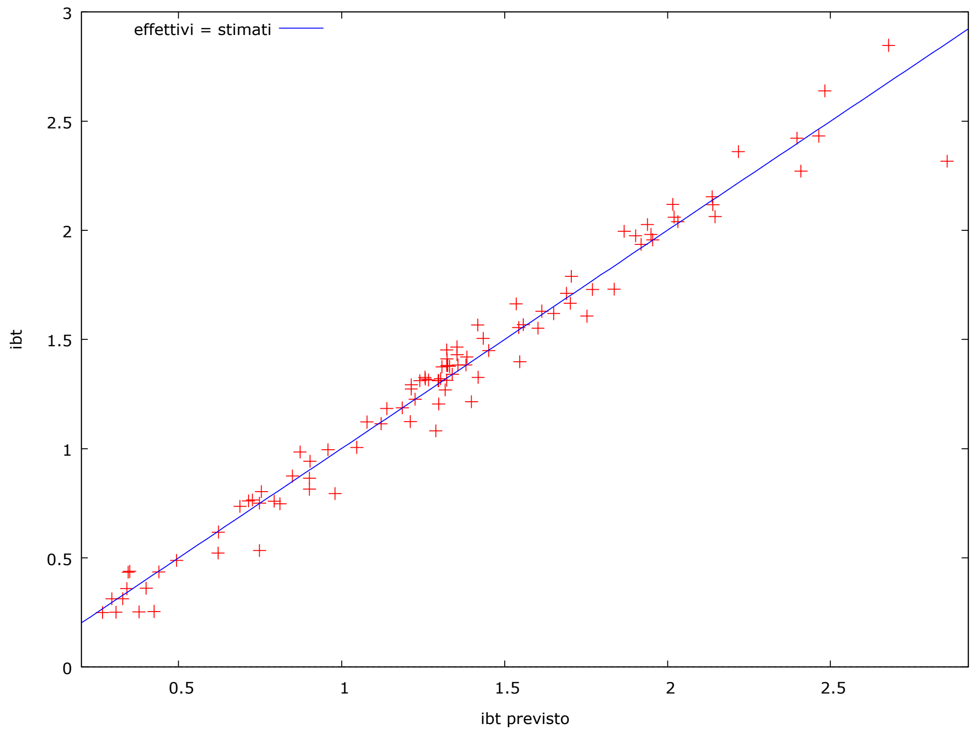
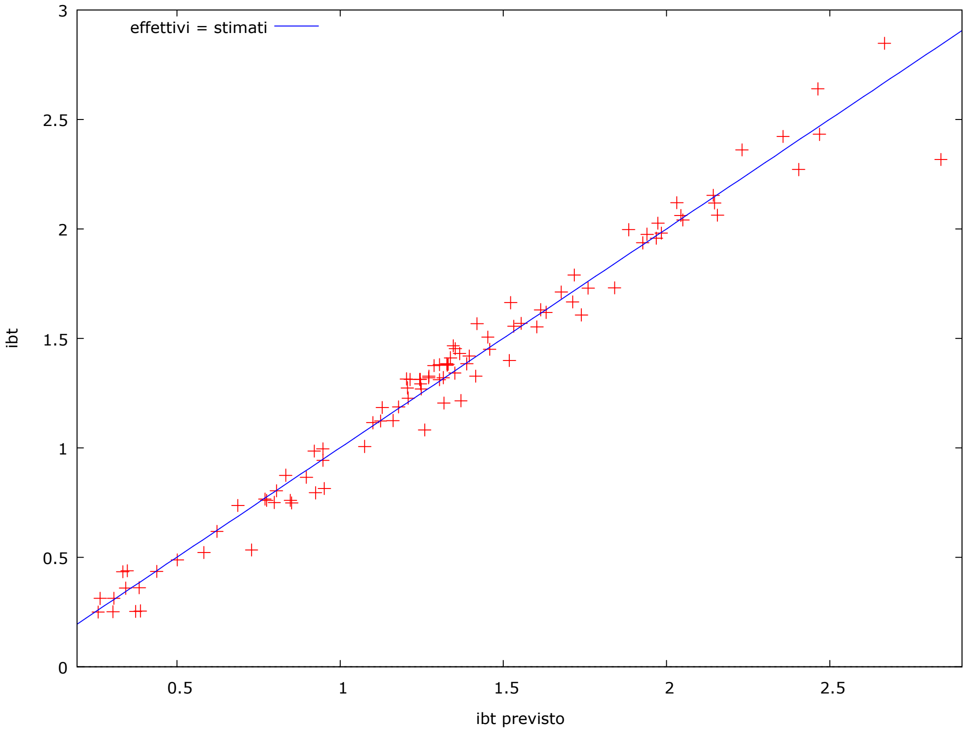


Grafico 2.2



In questo sottocampione sembrerebbe che i valori predetti siano leggermente più vicini a quelli effettivi quando nel modello compare anche lo spread. Questo e i dati portano quindi alla conclusione che la variabile spread sembrerebbe migliorare significativamente il modello.

CONCLUSIONI

I due campioni portano a risultati completamente diversi.
Nel primo l'inflazione non risulta mai significativa. Questo risultato è coerente con la politica economica adottata fino al 1979, politica che non contemplava l'idea di manipolare direttamente o indirettamente l'inflazione. I tre ritardi della dipendente inseriti nel modello indicano poi che venivano tenuti molto in considerazione i valori del tasso di interesse nominale dei periodo precedenti. La stessa cosa vale per l'output, mai significativo al tempo della dipendente, ma sempre con uno o due ritardi, e per lo spread, per cui bisogna arrivare a 2 e 3 ritardi per avere risultati significativi. Il tasso di interesse nominale di lungo periodo, infine, non risulta mai significativo. Entrambi i modelli analizzati hanno i coefficienti delle variabili significativi; se ci si basa sul valore dell' R^2 corretto, però, il modello migliore è il secondo, ossia quello che vede l'aggiunta della variabile spread. Tuttavia va ricordato che le conclusioni tratte per il primo sottocampione si basano su un totale di sole 27 osservazioni: ci vuole cautela, quindi, nel generalizzare.

Nel secondo campione, l'inflazione diviene significativa; infatti si comincia ad agire su tale variabile. Essa e l'output sono significativi al tempo della variabile e con un ritardo. Lo spread è significativo se ritardato di un periodo rispetto alla dipendente, e il tasso di lungo periodo è significativo con 3 ritardi. In questo sottocampione, considerano l' R^2 corretto e i criteri di Akaike e Schwarz, il modello che più si adatta ai dati sembrerebbe il terzo, quello che esclude lo spread ma include il tasso di lungo periodo. Anche i coefficienti delle variabili sono leggermente più significativi in questo terzo modello.

Facendo un confronto tra i due sottocampioni, si nota che l'influenza dell'output gap sul tasso di interesse nominale aumenta notevolmente con l'inizio degli anni 80 se si considera il primo modello, mentre l'introduzione dello spread porta ad un capovolgimento della situazione. Proprio tale variabile, nel lungo periodo, influenza il tasso di interesse nominale nel periodo dal 1984 al 2008 tre volte di più rispetto al periodo tra il 1972 e il 1979. Per quanto riguarda il tasso di interesse nominale di lungo periodo, nel primo sottocampione questo non è mai significativo, ma lo diventa nel secondo sottocampione. Infine, l'inflazione incide sul tasso di interesse nominale solo nel secondo periodo considerato: nel primo modello con un rapporto superiore a 1 coerentemente con il principio di Taylor, nel secondo e nel terzo modello tale rapporto si abbassa con l'introduzione rispettivamente di spread e tasso d'interesse di lungo periodo.

L'analisi dei grafici, che mostra i valori stimati e quelli osservati dei modelli contenenti la variabile spread, non è particolarmente rivelatrice: nel primo sottocampione le osservazione sono troppo poche per poter dare un giudizio attendibile; nel secondo sottocampione le differenze tra i due grafici sono molto sottili. Tuttavia, per il secondo periodo, si nota un minor scostamento dei valori osservati da quelli stimati.

Tutte queste considerazioni portano a concludere che se si introducesse nella formula di Taylor la variabile spread così come è stata definita ci sarebbe un apprezzabile miglioramento del modello. A sostegno di questa tesi ci sono anche le conclusioni emerse con l'analisi dell'indice KCFSI, che confermano il fatto che l'inserimento di una variabile che misuri lo stress finanziario potrebbe migliorare le previsioni del tasso di interesse nominale.

BIBLIOGRAFIA

Clarida R., Galì J., Gertler M., "*Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory"* (2000), Journal of Monetary Economics, February 2000

Cúrdia V., Woodford M., *"Credit Frictions and Optimal Monetary Policy"* (2009), revision of a paper prepared for the BIS annual conference, "Whither Monetary Policy?" Lucerne, Switzerland, June 26-27, 2008

Di Fonzo T., Lisi F., *"Serie storiche e economiche. Analisi statistiche e applicazioni"* (2005), Corracci Editore

Woodford M., *"Optimal Interest-Rate Smoothing* (2002*),* revised excerpt from *Optimal Monetary Policy Inertia",* published in *Review of Economic Studies* 70: 861-886 *(2003)*

http://research.stlouisfed.org/fred2 (Federal Reserve Bank of St. Louis)

APPENDICE TECNICA

1- **Ritardi delle covariate**.

L'introduzione nel modello dei regressori ritardati serve ad eliminare l'autocorrelazione. Se, per esempio, si costruisce un modello che si attiene alla regola di Taylor si ottengono i seguenti risultati:

Campione dal 1972:2 al 1979:2

$$i_t^{Breve} = c + \alpha\, \tilde{y}_t + \rho_1\, i_{t-1}^{Breve} + \varepsilon_t$$

Modello 1

OLS, usando le osservazioni 1972:2-1979:2 (T = 29)

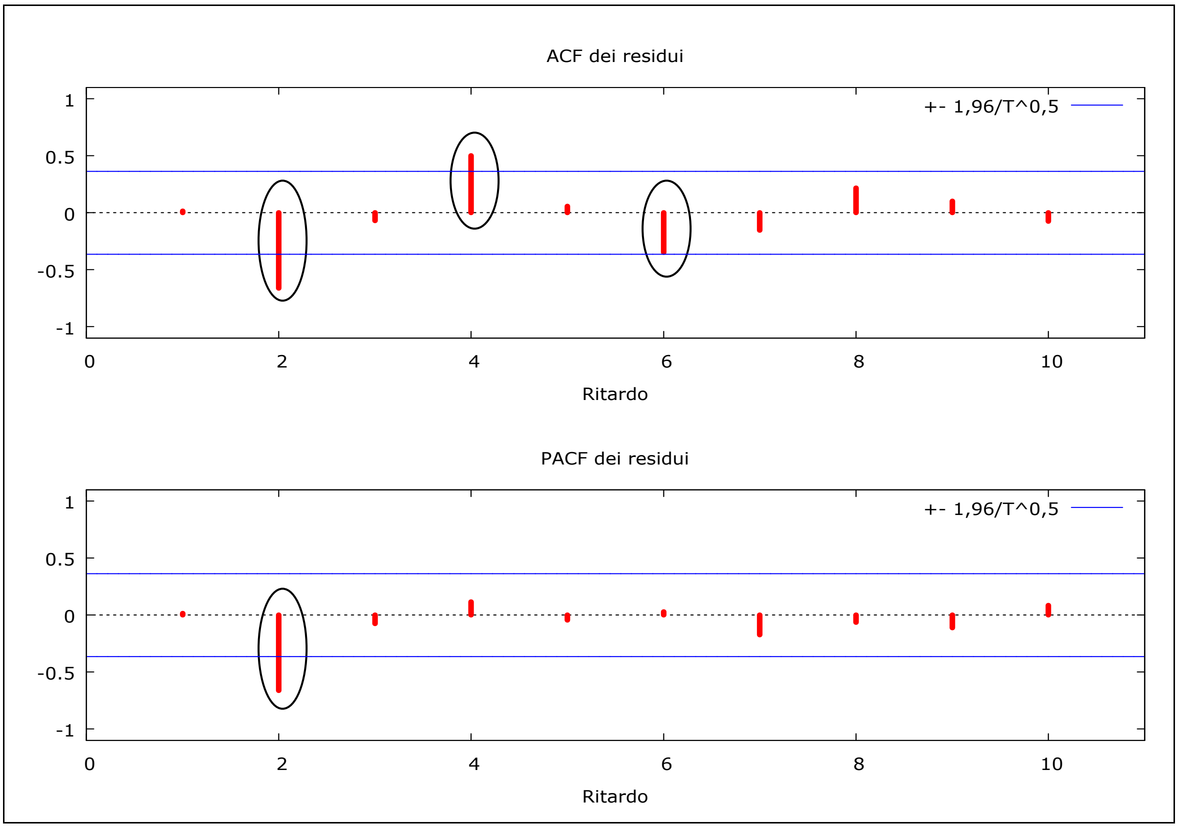
Variabile dipendente: i_t^{Breve}

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	Coefficiente	*Errore Std.*	*Rapporto t*	*p-value*	
Costante	0,334691	0,123921	2,7008	0,01201	**
$\tilde{y}_t$	0,0882657	0,0187362	4,7110	0,00007	***
i_{t-1}^{Breve}	0,819986	0,0857386	9,5638	<0,00001	***

Media var. dipendente	1,799195	SQM var. dipendente	0,582225
Somma quadr. residui	1,231967	E.S. della regressione	0,217677
R-quadro	0,870205	R-quadro corretto	0,860221
F(2, 26)	90,27934	P-value(F)	1,99e-12
Log-verosimiglianza	4,651699	Criterio di Akaike	-3,303397
Criterio di Schwarz	0,798490	Hannan-Quinn	-2,018737
Rho	0,015124	Durbin-Watson	1,964495

Sia l'output che la dipendente ritardata sono significativi ma, se guardiamo il correlogramma dei residui, si nota che viene violata una delle ipotesi su cui si basa il modello di regressione lineare: i residui non sono distribuiti come un white noise.



Dato che, analizzando i modelli, tutti presentavano questo problema, ho introdotto i ritardi in modo da ottenere residui incorrelati.

2- **Spread e tasso di interesse di lungo periodo**

Provando ad inserire in uno stesso modello spread e tasso di interesse di lungo periodo, o l'uno o l'altro o entrambi perdono significatività.

Campione dal 1984:1 al 2008:2

$$i_t^{Breve} = c + \alpha_1 \tilde{y}_t + \alpha_2 \tilde{y}_{t-1} + \beta_1 \pi_t + \beta_2 \pi_{t-1} + \rho_1 i_{t-1}^{Breve} + \rho_2 i_{t-2}^{Breve} + \gamma s_{t-1} + \delta_1 i_{t-1}^{Lungo} + \delta_2 i_{t-2}^{Lungo} + \delta_3 i_{t-3}^{Lungo} + \varepsilon_t$$

Modello 2

OLS, usando le osservazioni 1984:1-2008:2 (T = 98)

Variabile dipendente: i_t^{Breve}

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	Coefficiente	*Errore Std.*	*rapporto t*	*p-value*	
costante	-0,00785787	0,0464328	-0,1692	0,86601	
π_t	0,401319	0,159025	2,5236	0,01343	**
π_{t-1}	-0,36947	0,153663	-2,4044	0,01832	**
$\tilde{y}_t$	0,0868328	0,0215712	4,0254	0,00012	***
$\tilde{y}_{t-1}$	-0,0439784	0,019401	-2,2668	0,02588	**
i_{t-1}^{Breve}	1,34945	0,109985	12,2694	<0,00001	***
i_{t-2}^{Breve}	-0,479498	0,0991272	-4,8372	<0,00001	***
s_{t-1}	0,0425502	0,0345126	1,2329	0,22094	
i_{t-1}^{Lungo}	0,0857118	0,0195264	4,3895	0,00003	***
i_{t-2}^{Lungo}	-0,143238	0,0481353	-2,9757	0,00378	***
i_{t-3}^{Lungo}	0,0655682	0,0269157	2,4361	0,01689	**

Media var. dipendente	1,314320	SQM var. dipendente	0,595214
Somma quadr. residui	0,712931	E.S. della regressione	0,090524
R-quadro	0,979254	R-quadro corretto	0,976870
F(10, 87)	529,8705	P-value(F)	2,01e-73
Log-verosimiglianza	102,1876	Criterio di Akaike	-182,3751
Criterio di Schwarz	-153,9405	Hannan-Quinn	-170,8739
rho	-0,059949	Durbin-Watson	2,103100

Lo spread è chiaramente non significativo mentre risulta significativo il tasso di interesse di lungo periodo. È interessante notare come, in un modello in cui vengono introdotte entrambi tali variabili, ci sia la prevalenza di significatività del tasso di interesse di lungo periodo. Coerentemente con l’analisi effettuata sul secondo campione, anche qui i risultati sembrano suggerire un miglior adattamento ai dati con il modello che esclude lo spread ma include il tasso di lungo periodo.

3- Principio di Taylor

Uno dei modi per presentare la regola di Taylor è il seguente:

$$i_t^{Breve} = c + \alpha\, \tilde{y}_t + \beta\, \pi_t + \varepsilon_t$$

Se β è maggiore di 1, la politica monetaria riesce a contenere le spinte inflazionistiche inducendo un aumentando del tasso di interesse reale. Questo fa si che l'economia non "paghi" la propria inflazione e che si ritorni all'equilibrio.

Così, se poniamo $\pi_t = 1$, il tasso di interesse nominale incrementerà di β.

Secondo la regola di Fisher:

$$r = i - \pi$$

dove r è il tasso di interesse reale.

Se sostituiamo i valori risulta:

$$r = \beta - 1$$

Ecco allora che se $\beta > 1$ il tasso di interesse reale aumenta bloccando l'inflazione; viceversa, se $0 < \beta < 1$, il tasso di interesse reale è negativo e l'inflazione non potrà essere interamente contenuta.

RINGRAZIAMENTI

La prima persona che voglio ringraziare è il professor Efrem Castelnuovo per la molta pazienza che ha avuto con me e per avermi seguita nell'elaborazione di questa tesi; ma soprattutto lo ringrazio per avermi fatto appassionare alla macroeconomia.

Ovviamente poi ringrazio mamma e papà, che mi hanno sempre sostenuta in tutti i sensi e mia sorella che mi ha sempre detto "vai avanti".

Ringrazio Sara, perché mi sta vicina da quando siamo bimbe, Simo perché è come un fratello, la Paul che adoro e la Debbi per tutto quello che abbiamo passato e passeremo. Tutti i miei amici di Sacile, in particolare Nick, Giuli, Luca "Zed", Luca Rocco, Ele, Samu, Anna, Manu, Mattia.

Un grazie a chi mi ha fatto passare a Statistica 3 anni bellissimi: Hele, Checco, Orio, Vero, Spike, Gio, Indi, il Chiere, Ricki e la Giorgina, Dado e Beppe e tutti gli altri.

Per ultimo, ma non di certo per importanza, ringrazio Giacomo, per tutto quello che è per me.