

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA
FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE
CORSO DI LAUREA IN STATISTICA
E GESTIONE DELLE IMPRESE



Tesi di laurea:

*MONETA ED INFLAZIONE NEGLI STATI UNITI:
SIGNIFICATIVITÀ E STABILITÀ*

RELATORE:

DOTT. EFREM CASTELNUOVO

LAUREANDO:

MATTEO STOCCO

515749 - GEI

ANNO ACCADEMICO 2006 - 2007

INDICE

CAPITOLO 1: INTRODUZIONE	3
Rapporto moneta-inflazione	3
Banca centrale europea e americana	4
Finalità della tesi	5
CAPITOLO 2: ANALISI DEI DATI	6
Variabili utilizzate	6
Periodo di riferimento	8
Valori discriminanti	9
Prime regressioni	9
Introduzione di ritardi	12
Test di stabilità	15
CAPITOLO 3: MODELLI AUTOREGRESSIVI	17
Modello ARMA	19
Confronto tra modelli	24
CAPITOLO 4: CONCLUSIONI	26
Bibliografia	27
Ringraziamenti	28

CAPITOLO 1

INTRODUZIONE

RAPPORTO MONETA-INFLAZIONE

La Banca centrale ha sempre dato molto peso alla stabilità della domanda di moneta per la valutazione della stabilità dei prezzi, con la finalità di svolgere una politica monetaria efficace, volta alla valutazione bilanciata di due obiettivi: le deviazioni dell'inflazione da un certo valore desiderato e le deviazioni del prodotto dal suo valore potenziale (*output gap*).

Il legame fra moneta ed inflazione si può esprimere attraverso una formula lineare semplificata:

$$MV = PY \quad (1)$$

con M ad indicare lo stock di moneta, V la velocità di circolazione della moneta, P è inteso come indice dei prezzi dell'economia considerata e Y è il prodotto interno lordo, che approssima il numero totale di transazioni nell'unità di tempo considerata.

L'equazione può esser vista secondo i tassi di crescita (prendendo in considerazione due periodi temporali contigui, t e t-1, e applicando il logaritmo alle loro differenze):

$$\gamma_m + \gamma_v = \pi + \gamma_y$$

dove γ rappresenta il tasso di crescita delle variabili dell'equazione (1) e π il tasso di inflazione.

Con velocità di circolazione della moneta costante, γ_v risulta essere uguale a zero. Inoltre valutando solamente il lungo periodo, possiamo considerare anche Y costante, e quindi l'equazione precedente può essere ridotta a:

$$\gamma_m = \pi$$

Pertanto ne deduciamo che una variazione del tasso di crescita della moneta influenza il tasso di inflazione, che subirà una variazione equivalente. Inoltre la stabilità dell'indice dei prezzi dipende fortemente dalla stabilità del tasso di crescita della moneta. Queste valutazioni trovano riscontro però solo nel lungo periodo, mentre nel breve periodo subentrano altre variabili connesse all'offerta

di moneta e all'inflazione, per esempio il livello di disoccupazione e il prodotto interno lordo.

BANCA CENTRALE EUROPEA E AMERICANA

Le considerazioni precedenti sono importanti per capire perché la Banca Centrale Europea (ECB) abbia sempre attribuito molto peso alla stabilità della domanda di moneta, conferendo alla moneta un ruolo chiave per determinare il livello dell'inflazione e le strategie della politica monetaria da adottare.

Invece negli U.S.A. la Banca Centrale dà meno credito alla stabilità della moneta; la fluttuazione della domanda di moneta è vista principalmente come una conseguenza naturale dell'innovazione finanziaria e dei mutamenti della fiducia delle aziende e delle famiglie circa la liquidità della moneta.

Negli ultimi periodi i modelli usati dalla ECB fino alla fine degli anni '90 si sono rivelati utili ma poco validi nelle previsioni a breve termine e scarsamente adatti ai nuovi scenari che si sono delineati, soprattutto dopo l'avvento della moneta unica nell'area dell'Euro.

Tali modelli hanno subito numerose variazioni ed accorgimenti col l'intento di rimuovere tutte le componenti che riflettevano scostamenti nella domanda di moneta ma che non intaccavano la stabilità dei prezzi, e rimpiazzarle con nuovi indicatori monetari (come il *money gap*).

I risultati però non sono stati incoraggianti come si sperava, e questo è dovuto all'eccessiva fiducia che la ECB nutriva nel fatto che una sostanziale stabilità della moneta giustificasse l'utilizzo degli indicatori monetari scelti per valutare l'andamento dell'inflazione.

FINALITA' DELLA TESI

Questa tesi è finalizzata ad indagare il rapporto fra la variazione dello stock di moneta e l'inflazione. In particolare voglio verificare se l'inflazione è strettamente legata alle decisioni di politica monetaria della Banca Centrale e capire se la stabilità della domanda di moneta gioca un ruolo chiave nel rialzo degli indici dei prezzi. Condurrò la mia analisi partendo dai dati relativi agli Stati Uniti e confrontandoli con quelli dell'Unione Europea, traendo spunto dalle riflessioni di Jordi Galí, il quale sostiene che l'ECB sbaglia nell'attribuire un peso troppo elevato alle variazioni dello stock monetario.

CAPITOLO 2

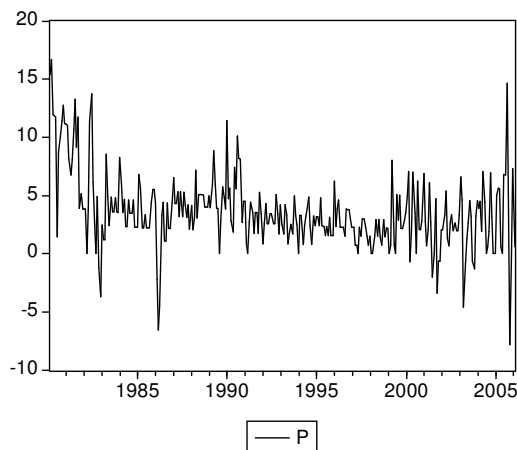
ANALISI DEI DATI

VARIABILI UTILIZZATE

Le variabili che ho usato sono 3:

- p indica l'inflazione trimestrale. Questo dato l'ho ottenuto calcolando innanzitutto l'indice dei prezzi trimestrale (PCPI) partendo da dati mensili (il valore di ogni trimestre è dato dalla media aritmetica dei tre mesi corrispondenti). L'inflazione infine è il risultato della variazione dell'indice dal tempo t a t-1 rapportato al trimestre t-1

$$p_t = 400 * (PCPI_t - PCPI_{t-1}) / PCPI_{t-1};$$

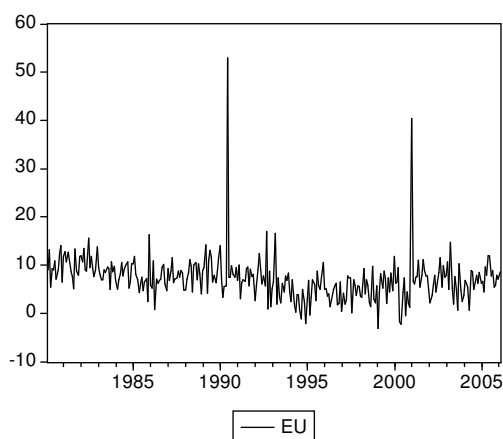
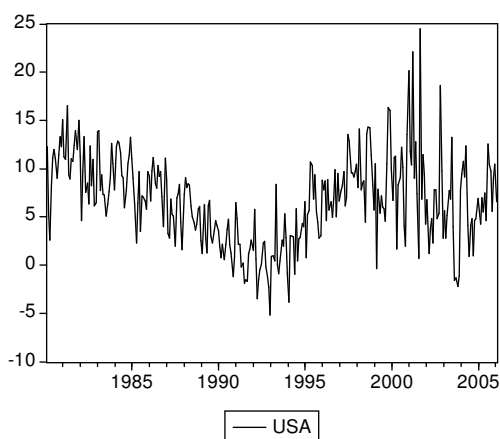


- usa indica il valore della variazione dello stock di moneta relativo agli Stati Uniti. La variazione trimestrale l'ho ottenuta in modo analogo all'inflazione

$$usa_t = 400 * (m3_usa_t - m3_usa_{t-1}) / m3_usa_{t-1};$$

- eu indica il valore della variazione dello stock di moneta relativo ai paesi aderenti all'Euro.

$$eu_t = 400 * (m3_eu_t - m3_eu_{t-1}) / m3_eu_{t-1}.$$

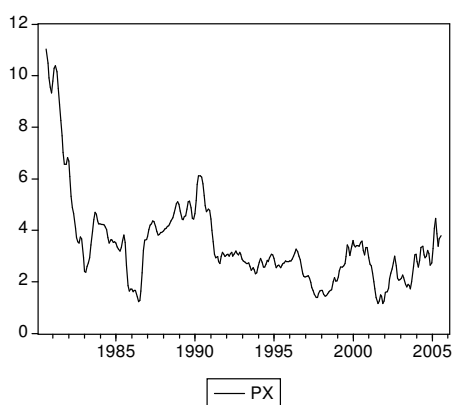


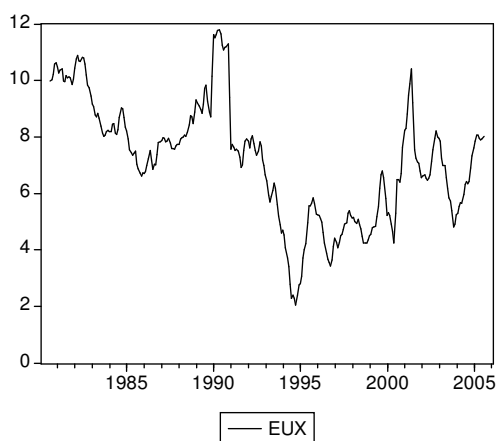
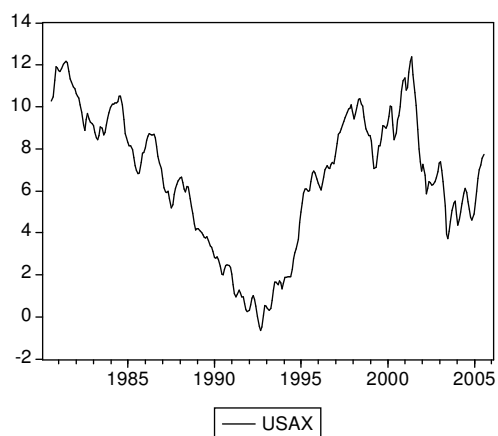
A queste variabili ho applicato una media mobile di ordine 5 per dati di tipo trimestrale:

$$y_t^{**} = (y_{t-2} + 2y_{t-1} + 2y_t + 2y_{t+1} + y_{t+2}) / 8$$

Quindi px, usax ed eux sono il risultato dell'applicazione della media mobile rispettivamente alle serie p, usa ed eu.

Da un primo sguardo si nota subito come l'applicazione della media mobile abbia stroncato la volatilità della serie.





PERIODO DI RIFERIMENTO

Il periodo preso in analisi va dal secondo trimestre dell'anno 1980 fino al medesimo trimestre del 2006. Sono stato vincolato dai dati in quanto la serie relativa allo stock di moneta dell'area dell'Euro partiva dal gennaio 1980, quindi il primo valore del tasso di crescita che potevo ottenere si riferisce al secondo trimestre del medesimo anno.

VALORI DISCRIMINANTI

Nelle regressioni che seguono i principali valori che ho considerato per la scelta del modello migliore sono:

- R^2 ed R^2 aggiustato: questi due valori mi indicano la bontà di adattamento del modello ai dati.
Il valore di R^2 è compreso fra 0 ed 1 e il mio obiettivo è di massimizzare questo valore;
- p-value del test F: il test F indaga la nullità di tutti I coefficienti. Se il valore è uguale a zero, ciò significa che i coefficienti sono significanti. Il valore limite che ho considerato è 0,05;
- Akaike e Schwarz: i criteri di Akaike e Schwarz mi son utili per comparare 2 modelli, in particolare è preferibile un modello con questi due valori minimi.
- p-value del test T: l'esito di questo test indica il livello di significatività del singolo coefficiente. Quindi un p-value che rispetta la soglia del 5% ($<0,05$) segnala che il coefficiente in questione è significativo.

PRIME REGRESSIONI

Inizialmente ho provato a svolgere la regressione sui dati originari, cioè considerando le variabili p, usa e eu. Da una veloce analisi delle tabelle 1.1 e 1.2 però si può subito capire che i dati non si adattano bene, infatti il valore di R^2 è molto basso (intorno allo 0,1), anche se il test F è pari a zero.

Tabella 1.1: Stima di p al periodo t+6 in relazione a p ed usa

Dependent Variable: P(6)

Method: Least Squares

Date: 06/19/07 Time: 11:29

Sample(adjusted): 1980:02 2005:08

Included observations: 307 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
P	0.317249	0.106821	2.969916	0.0032
USA	-0.024506	0.048562	-0.504641	0.6142
C	2.463119	0.435374	5.657483	0.0000
R-squared	0.107742	Mean dependent var		3.447581
Adjusted R-squared	0.101872	S.D. dependent var		2.990505
S.E. of regression	2.834089	Akaike info criterion		4.931042
Sum squared resid	2441.747	Schwarz criterion		4.967461
Log likelihood	-753.9150	F-statistic		18.35439
Durbin-Watson stat	1.195706	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabella 1.2: Stima di p al periodo t+6 in relazione a p ed eu

Dependent Variable: P(6)

Method: Least Squares

Date: 06/20/07 Time: 15:29

Sample(adjusted): 1980:02 2005:08

Included observations: 307 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
P	0.312969	0.107052	2.923517	0.0037
EU	0.000155	0.040595	0.003810	0.9970
C	2.315077	0.400934	5.774216	0.0000
R-squared	0.106356	Mean dependent var		3.447581
Adjusted R-squared	0.100477	S.D. dependent var		2.990505
S.E. of regression	2.836291	Akaike info criterion		4.932595
Sum squared resid	2445.542	Schwarz criterion		4.969014
Log likelihood	-754.1534	F-statistic		18.09007
Durbin-Watson stat	1.201855	Prob(F-statistic)		0.000000

Provando ad effettuare la stessa regressione sulle serie alle quali ho applicato la media mobile, i risultati sono molto più incoraggianti, in particolare (dalle tabelle 2.1 e 2.2): il valore di R^2 incrementa notevolmente fino a più di settanta punti percentuali e il test T per la variabile usax scende a 0.33, mentre per eux arriva a 0.89. Questi valori però rimangono decisamente troppo lontani dalla soglia di accettazione prefissata.

Tabella 2.1: Stima di px al periodo t+6 in relazione a px ed usax

Dependent Variable: PX(6)

Method: Least Squares

Date: 06/12/07 Time: 14:18

Sample(adjusted): 1980:08 2005:02

Included observations: 295 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PX	0.722355	0.074037	9.756655	0.0000
USAX	-0.026147	0.027234	-0.960065	0.3378
C	1.002615	0.282116	3.553910	0.0004
R-squared	0.720998	Mean dependent var		3.317239
Adjusted R-squared	0.719087	S.D. dependent var		1.483525
S.E. of regression	0.786286	Akaike info criterion		2.367124
Sum squared resid	180.5275	Schwarz criterion		2.404619
Log likelihood	-346.1508	F-statistic		377.2946
Durbin-Watson stat	0.152706	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabella 2.2: Stima di px al periodo t+6 in relazione a px ed eux

Dependent Variable: PX(6)

Method: Least Squares

Date: 06/12/07 Time: 14:20

Sample(adjusted): 1980:08 2005:02

Included observations: 295 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PX	0.708384	0.093473	7.578470	0.0000
EUX	0.007408	0.056341	0.131489	0.8955

C	0.825868	0.278358	2.966929	0.0033
R-squared	0.717800	Mean dependent var	3.317239	
Adjusted R-squared	0.715867	S.D. dependent var	1.483525	
S.E. of regression	0.790780	Akaike info criterion	2.378524	
Sum squared resid	182.5973	Schwarz criterion	2.416018	
Log likelihood	-347.8322	F-statistic	371.3631	
Durbin-Watson stat	0.150188	Prob(F-statistic)	0.000000	

INTRODUZIONE DI RITARDI

I modelli appena stimati hanno il grosso svantaggio di avere il p-value per le variabili usax ed eux troppo alto e questo significherebbe che tali variabili non sono affatto significative per la determinazione della crescita del tasso d'inflazione. A questo punto allora ho voluto verificare se l'introduzione di ritardi inferiori al tempo t giustificasse la permanenza delle variabili usax ed eux nei rispettivi modelli.

Tabella 3.1: Stima di px al periodo t+6 in relazione a px ed usax con l'introduzione di ritardi

Dependent Variable: PX(6)

Method: Least Squares

Date: 06/12/07 Time: 14:19

Sample(adjusted): 1980:11 2005:02

Included observations: 292 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PX	1.800738	0.234700	7.672513	0.0000
PX(-1)	-1.942916	0.428688	-4.532234	0.0000
PX(-2)	1.315172	0.408341	3.220767	0.0014
PX(-3)	-0.491138	0.245408	-2.001311	0.0463

USAX	-0.331890	0.135664	-2.446414	0.0150
USAX(-1)	0.308511	0.130528	2.363556	0.0188
C	1.112100	0.187941	5.917274	0.0000
R-squared	0.698837	Mean dependent var		3.245781
Adjusted R-squared	0.692497	S.D. dependent var		1.311327
S.E. of regression	0.727170	Akaike info criterion		2.224366
Sum squared resid	150.7010	Schwarz criterion		2.312508
Log likelihood	-317.7575	F-statistic		110.2221
Durbin-Watson stat	0.301144	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabella 3.2: Stima di px al periodo t+6 in relazione a px ed eux con l'introduzione di ritardi

Dependent Variable: PX(6)

Method: Least Squares

Date: 06/20/07 Time: 15:47

Sample(adjusted): 1981:01 2005:02

Included observations: 290 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PX	1.964605	0.252784	7.771876	0.0000
PX(-1)	-2.583256	0.461778	-5.594151	0.0000
PX(-2)	2.633797	0.463064	5.687763	0.0000
PX(-3)	-2.369386	0.444096	-5.335304	0.0000
PX(-4)	2.047848	0.399002	5.132421	0.0000
PX(-5)	-1.108453	0.229179	-4.836629	0.0000
EUX	0.073423	0.046353	1.584004	0.1143
C	0.778801	0.208167	3.741232	0.0002
R-squared	0.688897	Mean dependent var		3.204780
Adjusted R-squared	0.681174	S.D. dependent var		1.218409
S.E. of regression	0.687971	Akaike info criterion		2.117057
Sum squared resid	133.4716	Schwarz criterion		2.218295
Log likelihood	-298.9733	F-statistic		89.20736
Durbin-Watson stat	0.281052	Prob(F-statistic)		0.000000

Confrontando le tabelle 3.1 e 2.1 possiamo notare che i tre ritardi introdotti per la variabile px e il ritardo di un periodo per usax risultano tutti significativi (il p-value è inferiore al 5%). La lieve flessione di R^2 può essere trascurata, mentre i

criteri di Akaike e Schwarz stabiliscono che il modello coi ritardi è preferibile a quello più semplice. Quindi in definitiva l'introduzione dei ritardi migliora il modello a discapito della semplicità.

Non si possono trarre le stesse conclusioni confrontando le tabelle 3.2 e 3.1 relative alla variabile *eux*: l'introduzione di ritardi relativi allo stock di moneta europea non risultano affatto significative, il modello migliora solo ammettendo ritardi per *px*, ma questo mi fa pensare che quindi la variabile *eux* sia del tutto inutile nel modello, che tende a concentrarsi soltanto sull'inflazione.

Anche uno studio simultaneo delle variabili *usax* ed *eux* mi conferma la non significatività della variabile europea, il cui *p*-value non scende al di sotto di 0.3, mentre il valore relativo allo stock di moneta americana risulta molto più conforme ai dati (anche se lievemente superiori al 0.05), specialmente se introduciamo un ritardo (tabella 4)

Tabella 4: Stima di *px* al periodo *t+6* in relazione a *px*, *usax* ed *eux* con l'introduzione di un ritardo

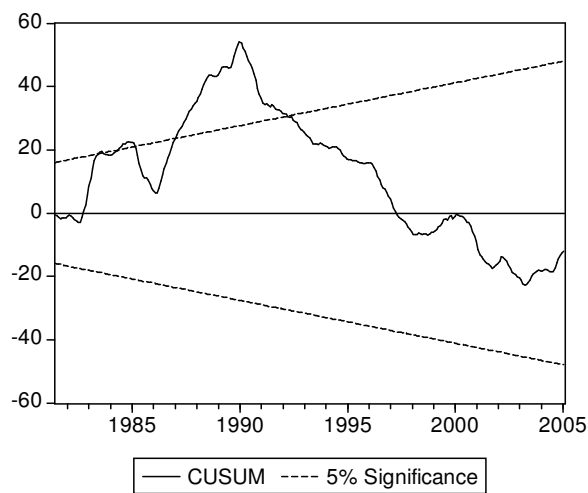
Dependent Variable: PX(6)
 Method: Least Squares
 Date: 06/12/07 Time: 14:37
 Sample(adjusted): 1980:09 2005:02
 Included observations: 294 after adjusting endpoints
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PX	1.243949	0.219812	5.659161	0.0000
PX(-1)	-0.532755	0.246801	-2.158645	0.0317
EUX	0.166963	0.175792	0.949775	0.3430
EUX(-1)	-0.157561	0.176220	-0.894118	0.3720
USAX	-0.284115	0.158299	-1.794793	0.0737
USAX(-1)	0.260841	0.151383	1.723051	0.0860
C	0.960157	0.272040	3.529466	0.0005
R-squared	0.717451	Mean dependent var		3.293497
Adjusted R-squared	0.711544	S.D. dependent var		1.428810
S.E. of regression	0.767387	Akaike info criterion		2.331871
Sum squared resid	169.0095	Schwarz criterion		2.419576
Log likelihood	-335.7851	F-statistic		121.4586
Durbin-Watson stat	0.226142	Prob(F-statistic)		0.000000

TEST DI STABILITA'

Dal modello che ammette tre ritardi per px e uno per $usax$ visto in precedenza, verificiamo ora la stabilità delle variabili considerate (tabelle 5.1, 5.2 e 5.3):

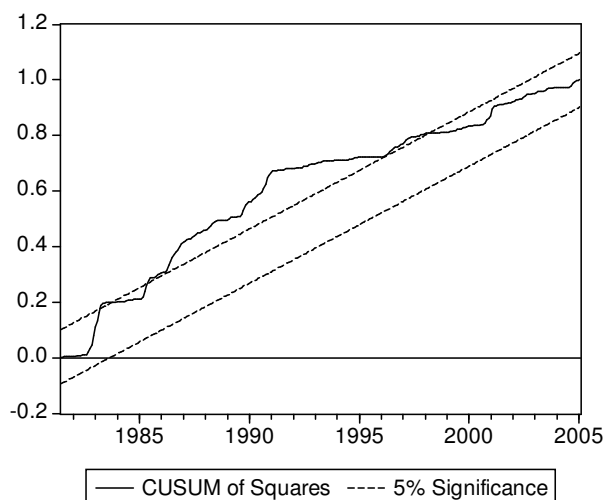
Tabella 5.1: CUSUM Test



Dal grafico notiamo che il modello è fortemente instabile, soprattutto nel periodo che va dal primo trimestre 1987 al secondo trimestre dell'anno 1992.

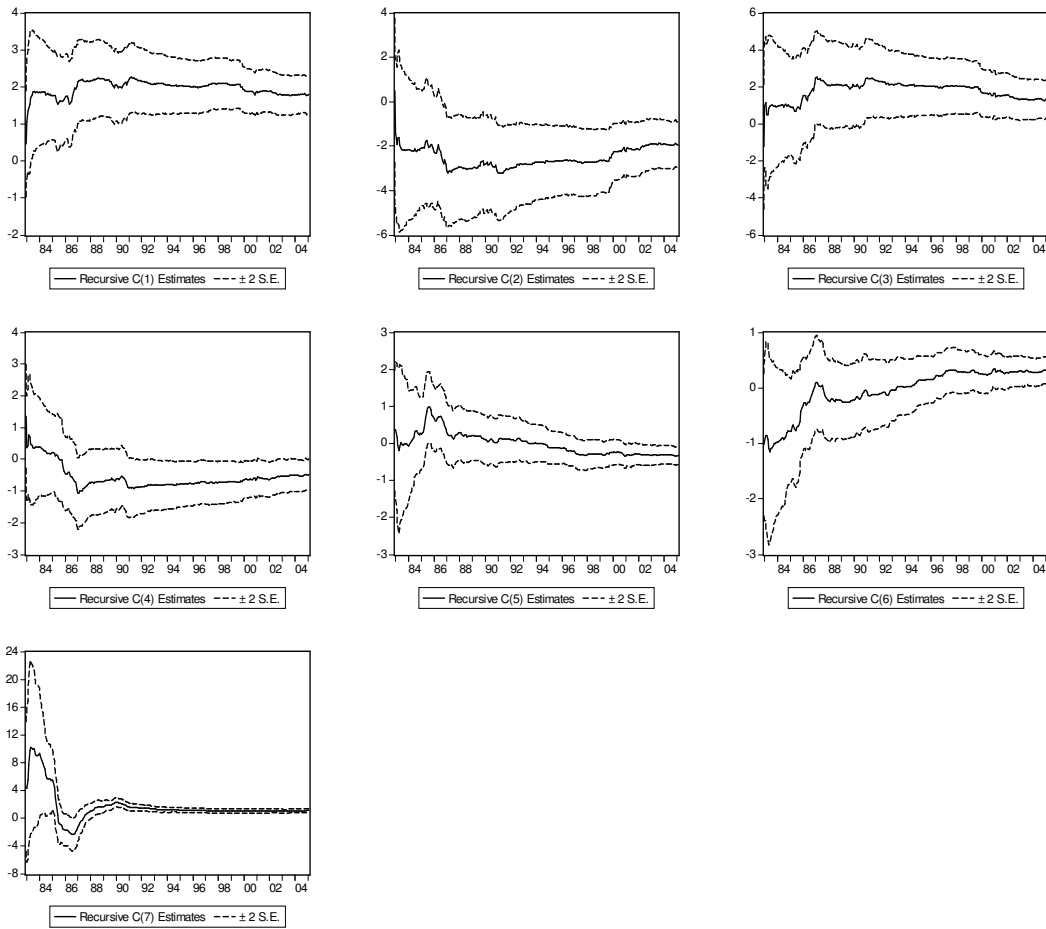
Tali deduzioni sono confermate dal Test di CUSUM of Squares:

Tabella 5.2: CUSUM of Squares Test



Le stime OLS invece forniscono informazioni di stabilità solo per una parte dei coefficienti, mentre altri risultano fortemente instabili (in modo particolare la costante e usax al ritardo t-1)

Tabella 5.3: Stime ricorsive dei coefficienti



Questi risultati inducono ad apportare modifiche al modello.

CAPITOLO 3

MODELLI AUTOREGRESSIVI

A questo punto, vista la significatività dei ritardi di px ma la scarsa stabilità del modello, sarebbe opportuno provare a stimare un modello che preveda la componente autoregressiva. Questo spunto è confermato dall'analisi dei correlogrammi (tabelle 5), infatti l'autocorrelazione tende ad annullarsi al divergere di k, mentre l'autocorrelazione parziale mi indica il numero di ritardi significativi, in questo caso uno.

Tabella 5: Correlogramma per il modello stimato con 3 ritardi per px e uno per usax

Date: 06/21/07 Time: 11:12
 Sample: 1980:11 2005:02
 Included observations: 292

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.827	0.827	201.74	0.000
. ****	** .	2	0.584	-0.314	302.86	0.000
. ***	. *	3	0.418	0.152	354.88	0.000
. **	*** .	4	0.227	-0.333	370.30	0.000
. *	. **	5	0.091	0.221	372.76	0.000
. *	. **	6	0.106	0.202	376.11	0.000
. *	. .	7	0.165	0.046	384.33	0.000
. *	** .	8	0.141	-0.255	390.32	0.000
. .	** .	9	0.057	-0.194	391.32	0.000
. .	. .	10	-0.015	0.045	391.39	0.000
* .	* .	11	-0.137	-0.141	397.13	0.000
** .	. .	12	-0.283	-0.038	421.69	0.000
** .	. **	13	-0.286	0.201	446.82	0.000
* .	. .	14	-0.188	0.034	457.76	0.000
* .	. .	15	-0.112	0.016	461.63	0.000
. .	. .	16	-0.023	-0.001	461.79	0.000
. *	. *	17	0.083	0.066	463.95	0.000
. *	. *	18	0.130	0.129	469.24	0.000
. *	* .	19	0.096	-0.058	472.13	0.000
. .	* .	20	0.053	-0.086	473.01	0.000

Il modello che andiamo a stimare sarà dal tipo:

$$px_{t+6} - \phi px_{t+5} = usax_t + c + \varepsilon_t$$

Tabella 6: Stima di px al periodo t+6 in relazione a usax con autocorrelazione di livello 1

Dependent Variable: PX(6)
Method: Least Squares
Date: 06/21/07 Time: 16:06
Sample(adjusted): 1980:09 2005:02
Included observations: 294 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 5 iterations
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
USAX	-0.100343	0.045905	-2.185890	0.0296
C	3.518571	0.462517	7.607448	0.0000
AR(1)	0.947855	0.012951	73.18623	0.0000
R-squared	0.970844	Mean dependent var	3.293497	
Adjusted R-squared	0.970643	S.D. dependent var	1.428810	
S.E. of regression	0.244809	Akaike info criterion	0.033472	
Sum squared resid	17.44000	Schwarz criterion	0.071059	
Log likelihood	-1.920362	F-statistic	4844.876	
Durbin-Watson stat	0.825051	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.95			

MODELLO ARMA

Dal correlogramma noto però che aggiungendo il termine AR(1), la correlazione tende ad annullarsi lentamente al divergere di k, quindi è possibile che il modello si adatti meglio ai dati inserendo un termine a media mobile.

Tabella 7: Correlogramma per il modello stimato col termine autoregressivo

Date: 06/21/07 Time: 16:13
 Sample: 1980:09 2005:02
 Included observations: 294
 Q-statistic
 probabilities
 adjusted for 1
 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. ****	. ****	1 0.579	0.579	99.491	
. .	**** .	2 0.019	-0.475	99.596	0.000
* .	. ***	3 -0.067	0.373	100.94	0.000
. .	** .	4 0.021	-0.250	101.08	0.000
. .	. **	5 0.057	0.238	102.05	0.000
. .	* .	6 0.055	-0.146	102.97	0.000
. .	. *	7 0.032	0.115	103.28	0.000
. .	. .	8 0.036	-0.004	103.69	0.000
. *	. *	9 0.121	0.190	108.17	0.000
. *	* .	10 0.170	-0.083	117.03	0.000
* .	*** .	11 -0.066	-0.365	118.36	0.000
*** .	* .	12 -0.412	-0.135	170.86	0.000
*** .	. *	13 -0.359	0.160	210.84	0.000
. .	* .	14 -0.041	-0.100	211.35	0.000
. *	. *	15 0.084	0.091	213.54	0.000
. .	. .	16 0.035	-0.041	213.91	0.000
. .	. *	17 0.012	0.118	213.96	0.000
. .	. .	18 0.024	-0.032	214.14	0.000
. .	. .	19 0.032	0.052	214.46	0.000
. .	. .	20 0.042	0.037	215.03	0.000

La correlazione globale è significativamente diversa da zero solo al primo ritardo, quindi il modello da stimare sarà:

$$px_{t+6} - \phi px_{t+5} = usax_t + c + \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1}$$

La valutazione che si può fare sugli output del modello arma è buona (tabella 8):

- R^2 ed R^2 aggiustato sono molto alti (0.97);
- il p-value del test F invece è uguale a zero;
- i valori Akaike e Schwarz sono i più bassi trovati finora;
- p-value del test T indica che tutti i coefficienti sono significativi.

Tabella 8: Output del modello ARMA(1,1)

Dependent Variable: PX(6)
 Method: Least Squares
 Date: 06/21/07 Time: 16:20
 Sample(adjusted): 1980:09 2005:02
 Included observations: 294 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 11 iterations
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=5)
 Backcast: 1980:08

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
USAX	-0.100898	0.040890	-2.467514	0.0142
C	3.559403	0.411662	8.646412	0.0000
AR(1)	0.938939	0.012590	74.57609	0.0000
MA(1)	0.992630	0.002377	417.6316	0.0000
R-squared	0.988992	Mean dependent var	3.293497	
Adjusted R-squared	0.988878	S.D. dependent var	1.428810	
S.E. of regression	0.150683	Akaike info criterion	-0.933760	
Sum squared resid	6.584587	Schwarz criterion	-0.883643	
Log likelihood	141.2627	F-statistic	8684.758	
Durbin-Watson stat	1.339436	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.94			
Inverted MA Roots	-.99			

Svolgendo l'analisi dei residui (tabella 9.1), si può notare che troppi valori oltrepassano le bande di confidenza (in particolare ai ritardi 1, 12, 13, 27, 41, 42, 54 e 66). L'ipotesi di mancanza di correlazione fra i residui deve essere rifiutata perché al massimo quattro valori possono essere esterni alle bande per poter valutare i residui white noise.

Analoghe conclusioni si possono trarre osservando il grafico dei residui e dei valori attuali e previsti (tabella 9.2): in troppi punti il valore dei residui è esterno alle bande di accettazione.

Tabella 9.1: Correlogramma del modello ARMA(1,1)

Date: 06/22/07 Time: 10:35

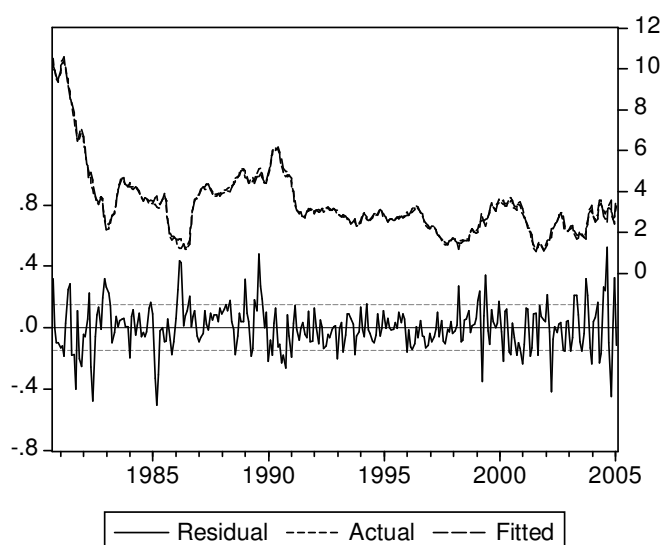
Sample: 1980:09 2005:02

Included observations: 294

Q-statistic
probabilities
adjusted for 2
ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **	. **	1 0.322	0.322	30.711	
* .	** .	2 -0.103	-0.231	33.895	
. .	. *	3 -0.048	0.079	34.574	0.000
. .	. .	4 0.055	0.026	35.487	0.000
. .	. .	5 0.031	-0.007	35.768	0.000
. .	. *	6 0.053	0.075	36.619	0.000
. .	. .	7 0.024	-0.023	36.796	0.000
. .	. .	8 -0.002	0.013	36.797	0.000
. *	. *	9 0.079	0.097	38.714	0.000
. *	. *	10 0.160	0.103	46.594	0.000
. .	. .	11 0.048	-0.030	47.309	0.000
*** .	*** .	12 -0.424	-0.471	102.83	0.000
** .	. *	13 -0.272	0.078	125.79	0.000
. .	. .	14 0.035	-0.022	126.17	0.000
. .	. *	15 0.109	0.067	129.85	0.000
. .	. .	16 -0.011	-0.030	129.89	0.000
. .	. .	17 0.014	0.064	129.95	0.000
. .	. .	18 0.024	0.056	130.14	0.000
. .	. .	19 0.014	0.002	130.20	0.000
. .	. .	20 0.035	0.032	130.59	0.000
. .	. *	21 0.036	0.071	131.02	0.000
. .	. *	22 0.027	0.131	131.26	0.000
* .	. .	23 -0.069	-0.054	132.78	0.000
. .	** .	24 -0.027	-0.268	133.02	0.000
. .	. .	25 0.060	0.010	134.19	0.000
. .	. *	26 -0.016	-0.103	134.28	0.000
* .	. .	27 -0.126	-0.033	139.44	0.000
. .	. .	28 -0.032	-0.021	139.77	0.000
* .	* .	29 -0.063	-0.104	141.09	0.000
* .	. .	30 -0.095	0.025	144.09	0.000
. .	. .	31 -0.025	0.009	144.29	0.000
. .	. .	32 0.008	0.038	144.32	0.000
. .	. *	33 -0.007	0.102	144.33	0.000
* .	. .	34 -0.075	0.041	146.21	0.000
. .	. .	35 -0.033	0.053	146.56	0.000
. .	* .	36 0.047	-0.089	147.31	0.000
. .	. .	37 0.012	-0.010	147.36	0.000
. .	. .	38 0.018	0.036	147.47	0.000
. .	* .	39 0.055	-0.067	148.49	0.000
. .	. *	40 0.056	0.080	149.55	0.000

Tabella 9.2: Grafico dei residui e dei valori attuali e previsti



A questo punto non rimane da fare che togliere la variabile usax e confrontare i risultati coi precedenti (tabella 10.1)

Tabella 10.1: Output del modello ARMA(1,1) senza usax

Dependent Variable: PX(6)
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/07 Time: 10:24
 Sample(adjusted): 1980:03 2005:02
 Included observations: 300 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 18 iterations
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=5)
 Backcast: 1980:02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.930018	0.427504	6.853788	0.0000
AR(1)	0.951461	0.016596	57.33057	0.0000
MA(1)	0.991717	0.002886	343.6701	0.0000
R-squared	0.991483	Mean dependent var	3.425502	
Adjusted R-squared	0.991425	S.D. dependent var	1.691286	
S.E. of regression	0.156613	Akaike info criterion	-0.860126	
Sum squared resid	7.284722	Schwarz criterion	-0.823088	
Log likelihood	132.0189	F-statistic	17286.36	
Durbin-Watson stat	1.322387	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.95			
Inverted MA Roots	-.99			

La regressione del modello arma con la sola costante mostra risultati ottimi:

- R^2 ed R^2 aggiustato sono prossimi a uno;
- il p-value del test F è uguale a zero;
- i valori Akaike e Schwarz sono più bassi del modello con la variabile usax;
- p-value del test T è uguale a zero per ogni coefficiente.

Anche dall'analisi dei residui possiamo vedere dal correlogramma che i valori esterni alle bande sono in numero minore rispetto al modello precedente (tabella 10.2)

Tabella 10.2: Correlogramma del modello ARMA(1,1) senza usax

Date: 06/22/07 Time: 10:34
 Sample: 1980:03 2005:02
 Included observations: 300
 Q-statistic
 probabilities
 adjusted for 2
 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. ***	. ***	1	0.335	0.335	33.999
. .	* .	2	-0.055	-0.188	34.919
. .	. .	3	-0.054	0.036	35.813 0.000
. .	. .	4	-0.006	-0.008	35.823 0.000
. .	. .	5	0.005	0.001	35.829 0.000
. .	. .	6	0.019	0.020	35.935 0.000
. .	. .	7	-0.013	-0.031	35.985 0.000
. .	. .	8	-0.002	0.021	35.986 0.000
. *	. *	9	0.080	0.082	37.967 0.000
. *	. *	10	0.176	0.136	47.663 0.000
. *	. .	11	0.082	-0.018	49.766 0.000
*** .	**** .	12	-0.402	-0.466	100.65 0.000
** .	. .	13	-0.295	0.050	128.14 0.000
. .	. .	14	-0.010	0.027	128.17 0.000
. *	. *	15	0.101	0.081	131.42 0.000
. .	* .	16	-0.006	-0.098	131.44 0.000
. .	. .	17	-0.003	0.044	131.44 0.000
. .	. .	18	0.018	0.035	131.54 0.000
. .	. .	19	0.011	-0.033	131.58 0.000
. .	. .	20	0.050	0.042	132.39 0.000
. .	. .	21	0.034	0.029	132.78 0.000
. .	. *	22	-0.018	0.117	132.88 0.000
. *	. .	23	-0.117	-0.047	137.33 0.000
. .	** .	24	-0.050	-0.251	138.14 0.000
. .	. .	25	0.064	0.006	139.49 0.000
. .	. .	26	0.001	-0.038	139.49 0.000

* .	. .	27	-0.111	0.014	143.59	0.000
. .	. .	28	-0.009	-0.004	143.62	0.000
. .	* .	29	-0.032	-0.102	143.97	0.000
. .	. .	30	-0.041	0.046	144.54	0.000
. .	. .	31	0.019	0.010	144.67	0.000
. .	. .	32	0.014	0.028	144.73	0.000
. .	. .	33	0.004	0.058	144.74	0.000
. .	. .	34	-0.055	0.004	145.79	0.000
. .	. .	35	-0.039	-0.023	146.31	0.000
. .	* .	36	0.052	-0.062	147.22	0.000
. .	. .	37	0.023	-0.004	147.40	0.000
. .	. .	38	0.022	0.060	147.57	0.000
. .	. .	39	0.056	-0.016	148.65	0.000
. .	. .	40	0.042	0.062	149.28	0.000

CONFRONTO TRA MODELLI

Ora è interessante fare un confronto tra i vari modelli e vedere quali risultati sono messi in evidenza dai dati. Dalla tabella 11 si può notare che la regressione sul modello arma senza la variazione dello stock monetario conduce ad avere R^2 aggiustato praticamente uguale ad uno, tutti i termini sono significativi (test T e test F) e la percentuale di lag esterni dalle bande (dato tratto dallo studio dei correlogrammi) è la più bassa, anche se troppo elevata rispetto alla soglia del 5%. Solamente il criterio di Akaike non è in sintonia col resto dei risultati, risultando maggiore al valore rispettivo del modello arma con il termine usax.

Tabella 11: Confronto dei modelli

	MODELLO CON RITARDI	AR(1)	ARMA	ARMA SENZA USAX
R^2 aggiustato	0.692	0.971	0.989	0.991
test F	0	0	0	0
AIK	2.224	0.033	-0.934	-0.86
test T < 0.01	4 su 7	2 su 3	3 su 4	3 su 3
% lag esterni ACF	32.88	12.33	10.96	9.33

Ma una considerazione degna di nota riguarda l'introduzione del termine autoregressivo: rispetto al modello coi semplici ritardi si ha un picco dell'indice R^2 aggiustato; il numero dei valori dei residui esterni alle bande di confidenza si abbassa fortemente e si verifica una notevole diminuzione anche per l'indice AIK.

Aggiungendo il termine a media mobile si ha un miglioramento dei risultati non altrettanto decisivo, e lo stesso si può dire per il modello ARMA senza usax, che sicuramente è il migliore ma non differisce di molto dal precedente modello.

CAPITOLO 4

CONCLUSIONI

Il lavoro condotto ci ha permesso di constatare che la stabilità del tasso di crescita dell'inflazione non è legato in maniera significativa al tasso di crescita della moneta.

L'insuccesso del tentativo iniziale di spiegare l'inflazione in relazione all'inflazione stessa e alla crescita della moneta e la successiva esclusione della moneta dal modello arma rendono evidente che per spiegare la variazione dell'inflazione la variabile monetaria non è significativa.

Dalla tabella riassuntiva risulta evidente che il passaggio fondamentale per giungere ad un buon modello è stato quello che ha previsto l'inserimento del termine AR(1), mentre la variabile $usax$ è sempre risultata poco significativa. Questo ci porta all'importante conclusione che, nello studio dell'inflazione, bisogna dare molto più peso ai valori della serie dell'inflazione rispetto che alla moneta, quindi risulta più corretta la valutazione della Banca Centrale americana che non dà troppo peso alla variazione dello stock di moneta per spiegare le fluttuazioni dei valori dell'inflazione, in opposizione alla concezione della Banca Centrale europea.

BIBLIOGRAFIA

- Di Fonzo, Lisi, “Serie storiche economiche. Analisi statistiche e applicazioni”, Carocci 2005
- Galì, commento su Fisher, Lenza, Pill e Reichlin, “Money and Monetary Policy: the ECB Experience 1999-2006”
- Mankiw, G.N.; 2004, “Macroeconomia”.
- Verbeek, seconda edizione 2004, “Econometria”, Wiley 2000.

SITI WEB

- <http://www.eabcn.org/>
- http://www.lavoce.info/news/view.php?cms_pk=2496

RINGRAZIAMENTI

Questa tesi rappresenta il lavoro che ho svolto in tre anni per arrivare a conseguire la laurea. Spesso nel mio cammino ho incontrato difficoltà, ma ho avuto la fortuna di essere sempre stato sostenuto ed incoraggiato da un gran numero di persone che ci tengo a ringraziare:

-non posso che partire dai miei genitori, che mi hanno permesso di affrontare le difficoltà dello studio con la massima serenità possibile e mi hanno sempre spronato a dare il meglio in ogni momento.

-mio fratello Alberto, pronto a darmi utili consigli riguardo all'università e alla vita accademica;

-i compagni di corso, coi quali ho condiviso i momenti di studi, di tensione durante gli esami e le gioie o amarezze in seguito all'esito delle prove;

-gli stessi compagni di corso che mi son stati vicini anche all'infuori dall'università e coi quali ho condiviso momenti indimenticabili all'insegna del sorriso e dell'azzardo: Andrea, che ho avuto la sfortuna di conoscere negli aspetti più domestici; Simone, impareggiabile maestro di vita, dal quale si può solo imparare e prendere appunti; Alessio, C2, Tommy, Ale BF, Enricone, Gilardino (grazie per le dritte sulla tesi!), Giletti, G.g., Novalis, Bapupa, Pippo, Beppe, Fas, Giorgito, Paolo, il Dipper, Dromo, che coi suoi numeri teatrali ha allietato le lezioni del primo anno; Hous, Dami-ano (alias il baronetto Jean-Claude); Droga, Schez, Tonio, Skylvr, Rick, Ema, Vacca, il mitico zio Porco, Mele, Scrocman, T**y C****e; le ragazze: Camilla, Silvia, Laura84, Mónica, le 3 soalfe e l'Angelica, Bea, Neve, Silvietta, Marta, Vale, Daria, Chiara, Serena, Alice, Samanta, Fabia Breda per la semplice presenza... ...e tutti coloro che purtroppo ho dimenticato nella lista!

-gli amici di Gazzo e dintorni: Nico (responsabile relazioni pubbliche, come avrei fatto tutti questi anni senza di te!!!), Dany (grande picciotto), Pull, Spidy, Cuoio, Tonno, Loik; Gio, Ilaria e Serena; Sadi e Marco; infine tutta la ex 5°bs del Fogazzaro, in certi istanti mi sembrava di esser in classe con voi...

-i compagni delle superiori, coi quali ho mantenuto un buon rapporto in quel di Cittadella: Pep, compagno di banco per molti anni, Andrea, Nickybuzz, Manuel, e non posso elencare la moltitudine di ragazze altrimenti mi ci vorrebbe un foglio intero!

-tutto il condominio di via Muratori 6, in particolare Elena, Mary, Fabi e Vero, le coinquiline che mi hanno sopportato per un anno; ma anche alla vecchia del piano di sopra, che anche alle 2 di notte ne approfittava per ricordarmi che per superare gli esami è fondamentale dormire di notte e per darmi saggi consigli di disciplina;

-Walter, amico e psicologo, che mi è sempre stato vicino nei momenti in cui avevo più bisogno;

-un ringraziamento particolare anche agli amici più cari: Jack; Martini; il Beautiful; la Bionda e la Rossa; ma soprattutto il Rosso e il Bianco, fedeli compagni dei pasti.