

UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA

FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE

Corso di Laurea in

Statistica Economia e Finanza

R e l a z i o n e F i n a l e

**Estensione di un modello econometrico
multiequazionale: specificazione e stima degli
impieghi e dei depositi bancari**

RELATORE: Prof. MASSIMILIANO CAPORIN

LAUREANDA: ANGELA BATTISTIN

ANNO ACCADEMICO 2005-2006

INDICE

INTRODUZIONE.....	PAG. 5
1. M.E.F.I.M.: UNA BREVE DESCRIZIONE.....	PAG. 6
2. ANALISI PRELIMINARE DELLE SERIE.....	PAG. 8
2.1. Rappresentazione grafica: IMPIEGHI.....	PAG. 8
2.2. Rappresentazione grafica: DEPOSITI.....	PAG. 10
3. LA TRASFORMAZIONE DELLE VARIABILI.....	PAG. 12
3.1. Le variabili DIPENDENTI.....	PAG 12
3.2. Le variabili ESPLICATIVE.....	PAG 14
4. IL METODO DI SPECIFICAZIONE UTILIZZATO.....	PAG. 17
5. I RESIDUI.....	PAG. 20
5.1. Test di Corretta specificazione.....	PAG. 20
5.1.1. Test di normalità.....	PAG. 21
5.1.2. Test di White.....	PAG. 22
5.1.3. Test di autocorrelazione.....	PAG. 22
6. CONSISTENZA DELLE STIME.....	PAG. 24
6.1. Test F.....	PAG. 25
6.2. Test di Sargan	PAG. 25
6.3. Test di Hausman.....	PAG. 26
7. STIMA DEGLI IMPIEGHI.....	PAG. 27
7.1. IMPIEGHI TOTALI.....	PAG. 27
7.1.1. Test sui residui.....	PAG. 31
7.2. IMPIEGHI A BREVE TERMINE.....	PAG. 34
7.2.1. Test sui residui.....	PAG. 35
7.3. IMPIEGHI IN VALUTA.....	PAG. 37
7.3.1. Test sui residui.....	PAG. 38
8. STIMA DEI DEPOSITI.....	PAG. 40
8.1 DEPOSITI TOTALI.....	PAG. 40
8.1.1. Test sui residui.....	PAG. 43
8.1.2. Consistenza della stima.....	PAG. 45
8.2. DEPOSITI IN CONTO CORRENTE.....	PAG. 47
8.2.1. Test sui residui.....	PAG. 48
8.2.2. Consistenza della stima.....	PAG. 50

8.3. DEPOSITI A RISPARMIO.....	PAG. 51
8.3.1. Test sui residui.....	PAG.52
8.3.2. Consistenza della stima.....	PAG. 54
9. CONCLUSIONI.....	PAG. 55
Riferimenti Bibliografici.....	PAG. 56

INDICE DEI GRAFICI E DELLE TABELLE

Grafico 1: Volumi degli impieghi.....	PAG. 8
Grafico 2: Volumi dei depositi.....	PAG. 10
Grafico 3: Differenze logaritmiche degli impieghi.....	PAG. 13
Grafico 4: Differenze logaritmiche dei depositi.....	PAG. 13
Grafico 5: Rappresentazione del metodo di stima dei minimi quadrati....	PAG. 18
Grafico 6: rappresentazione dei residui degli impieghi totali.....	PAG. 32
Grafico 7: distribuzione dei residui.....	PAG. 32
Grafico 8: rappresentazione dei residui degli impieghi a breve termine...	PAG. 35
Grafico 9: distribuzione dei residui.....	PAG. 35
Grafico 10: rappresentazione dei residui della stima degli impieghi in valuta.....	PAG. 38
Grafico 11: Distribuzione dei residui.....	PAG. 38
Grafico 12: rappresentazione dei residui dei depositi totali.....	PAG. 43
Grafico 13: distribuzione dei residui.....	PAG. 44
Grafico 14: rappresentazione dei residui dei depositi totali.....	PAG. 48
Grafico 15: distribuzione dei residui.....	PAG. 48
Grafico 16: rappresentazione dei residui dei depositi totali.....	PAG. 52
Grafico 17: distribuzione dei residui.....	PAG. 53
Tabella 1: Statistiche descrittive di impieghi totali, impieghi a breve e impieghi in valuta.....	PAG. 9
Tabella 2: Statistiche descrittive di depositi totali, depositi in conto corrente e depositi a risparmio.....	PAG. 11
Tabella 3: Regressione iniziale degli impieghi totali su tutte le variabili esplicative.....	PAG. 28
Tabella 4: output di regressione sugli impieghi totali.	PAG. 30

Tabella 5: correlogramma dei residui degli impieghi totali.....	PAG. 33
Tabella 6: output di regressione sugli impieghi a breve.....	PAG. 35
Tabella 7: Correlogramma dei residui.....	PAG. 37
Tabella 8: output della regressione sugli impieghi in valuta.....	PAG. 37
Tabella 9: Correlogramma dei residui.....	PAG. 40
Tabella 10: regressione iniziale dei depositi totali su tutte le variabili.....	PAG. 41
Tabella 11: Output di regressione dei depositi totali.....	PAG. 42
Tabella 12: correlogramma dei residui di depositi totali.....	PAG. 45
Tabella 13: regressione dei residui sulle variabili strumentali.....	PAG. 45
Tabella 14: Output di regressione dei depositi totali.....	PAG. 47
Tabella 15: correlogramma dei residui di depositi totali.....	PAG. 49
Tabella 16: Output di regressione sui depositi a risparmio.....	PAG. 51
Tabella 17: correlogramma dei residui di depositi totali.....	PAG. 53

INTRODUZIONE

Questa relazione descrive le attività svolte durante lo stage effettuato presso GRETA Associati, società di consulenza con sede a Venezia. Obiettivo dello stage era quello di analizzare una possibile specificazione di alcune equazioni, riguardanti i depositi e gli impieghi bancari.

Le analisi effettuate sono da considerarsi preliminari all'inserimento delle specificazioni ottenute in un modello econometrico più ampio, chiamato M.E.F.I.M..

L'obiettivo di M.E.F.I.M. è quello di prevedere l'andamento economico-monetario a livello internazionale per i 12 mesi successivi attraverso l'utilizzo di alcuni scenari

Le equazioni trattate fanno riferimento all'Italia; i dati raccolti sono quindi di livello nazionale e/o comunitari che hanno influenza sulla politica monetaria italiana e sono stati reperiti dal sito della Banca d'Italia e dell'ISTAT. I volumi bancari e i relativi tassi sono stati forniti da GRETA.

Dopo aver effettuato un'analisi preliminare della serie (grafica e delle statistiche descrittive) si procede con una trasformazione delle variabili per considerarne i tassi di crescita e contemporaneamente per risolvere eventuali problemi di disomogeneità.

Successivamente vengono stimate le sei equazioni che riguardano gli impieghi totali, gli impieghi in valuta, gli impieghi a breve termine, i depositi totali, i depositi in conto corrente e i depositi a risparmio, seguendo il procedimento di specificazione dal generale al particolare.

Vengono effettuati test di analisi dei residui per verificare la bontà della stima OLS e successivamente test di consistenza della stima per valutare se è necessario aggiungere le variabili strumentali.

1. M.E.F.I.M.: UNA BREVE DESCRIZIONE

M.E.F.I.M. (Modello Econometrico Finanziario Internazionale Mensile) è un modello econometrico utilizzato da Greta per offrire un servizio di consulenza basato su **scenari** di previsione alternativi, con orizzonte temporale di 12 mesi, sui tassi di interesse e sui volumi bancari del mercato italiano e sulle strutture a termine dei principali mercati internazionali (Stati Uniti, Giappone, Germania, Francia e Regno Unito).

Uno scenario è il contesto in cui sono collocati fatti o sviluppi imminenti. Aiuta a capire i vari modi in cui gli eventi potrebbero svolgersi. Vengono utilizzati soprattutto per scopi orientativi: essendo il futuro imprevedibile si cerca di elaborare dei piani d'azione in modo da aiutare le aziende ad affrontare imprevisti che possono presentarsi.

Il MEFIM è un modello strutturale di 61 equazioni e concerne le interrelazioni fra le variabili monetarie e finanziarie italiane ed internazionali di maggior interesse.

Con cadenza mensile, il Comitato Finanza di GRETA propone 3 scenari alternativi di evoluzione dei mercati sulla base di varie considerazioni risultanti da un'analisi macroeconomica. Il poter disporre di solide simulazioni basate su scenari diversificati consente all'utente di scegliere lo scenario ritenuto più probabile. Esso può inoltre ottenere simulazioni alternative a quelle proposte dal MEFIM, tracciandole sulla base di proprie valutazioni.

Gli scenari previsti dal MEFIM sono dunque:

- A. di Stagnazione
- B. Sostenuto
- C. Sostenibile

Nel primo caso si considera una situazione di stasi economica o, nella peggiore delle ipotesi, di retrocessione in cui si presume diminuzione della produzione, aumento della disoccupazione, ecc. Il secondo è uno

scenario di forte ripresa economica in cui si ha un aumento dell'attività produttiva, dell'occupazione, della domanda di prodotti finiti, ecc. Mentre il terzo e più probabile evento riflette la situazione che si è verificata fino al momento dell'analisi.

Vengono esaminate le situazioni economiche di Stati Uniti, Giappone, Area Euro, Italia, Germania e Francia, nonché tutte le variabili economiche che andranno a far parte del modello (inflazione, tassi interbancari, produzione industriale, titoli azionari, offerta di moneta, ecc.) e ad ogni scenario viene assegnata una probabilità di realizzarsi. Normalmente allo scenario A viene data la percentuale più piccola (10%), allo scenario B una probabilità un po' più alta (30%), mentre lo scenario C è quello che ha la maggiore probabilità di attuazione, normalmente sopra il 50%.

Vengono poi tracciati i tre scenari e confrontati fra loro. Successivamente in base ai vari scenari si cerca di prevedere gli interventi della banca centrale per quanto riguarda la politica monetaria, e di conseguenza quali saranno gli andamenti delle altre variabili economiche.

2. ANALISI PRELIMINARE DELLE SERIE

L'obiettivo dello stage è stato quello di analizzare una possibile specificazione per le seguenti variabili:

- Volume degli impieghi bancari totali (impt);
- Volume degli impieghi a breve termine (impbr);
- Volume degli impieghi in valuta (imptl).
- Volume dei depositi bancari totali (dept);
- Volume dei depositi in conto corrente (depcc);
- Volume dei depositi a risparmio (depr);

2.1. Rappresentazione grafica: IMPIEGHI

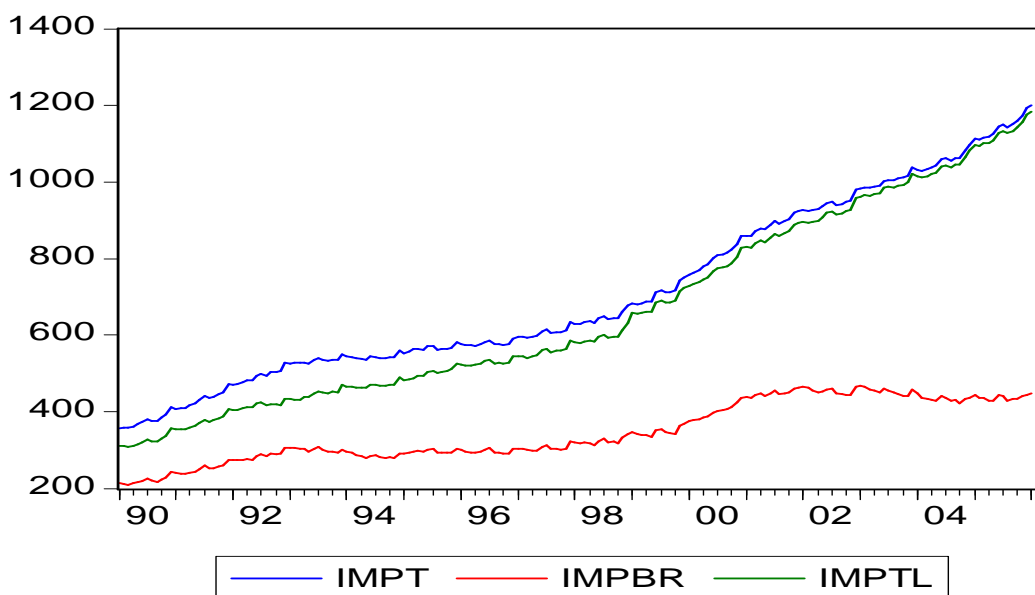


Grafico 1: Volumi degli impieghi

Dal grafico 1 si può osservare che gli impieghi totali e gli impieghi in valuta hanno un andamento crescente e si avvicinano sempre di più; Questo fatto è dovuto sicuramente all'entrata in vigore dell'euro, mentre prima gli scambi venivano effettuati in valuta nazionale e la differenza tra i due volumi era maggiore. Inoltre diminuisce sempre di più la richiesta di valuta straniera.

L'andamento del volume degli impieghi a breve è più piatto, con momenti di crescita e momenti di stasi. Negli ultimi anni si è vista una maggiore crescita degli impieghi a lungo termine a scapito di quelli a breve.

Le statistiche descrittive dei volumi degli impieghi sono raccolte nella tabella 1:

	IMPT	IMPBR	IMPTL
Mean	708.9011	346.1587	663.0247
Median	629.9819	316.2772	580.7790
Maximum	1199.570	466.4680	1182.743
Minimum	356.2721	208.9972	307.8801
Std. Dev.	231.7069	77.66351	250.3374
Skewness	0.464037	0.190737	0.460864
Kurtosis	1.972770	1.637165	1.892404
Jarque-Bera	15.41205	16.10618	16.69732
Probability	0.000450	0.000318	0.000237
Sum	136817.9	66808.64	127963.8
Sum Sq. Dev.	10308117	1158071.	12032409
Observations	193	193	193

Tabella 1: Statistiche descrittive di impieghi totali (impt), impieghi a breve (impbr) e impieghi in valuta (imptl). Consistenze in milioni di euro.

Va precisato che il volume degli impieghi totali è dato dalla somma di volumi a breve e di volumi a medio-lungo termine corrisposti dalle banche che non sono necessariamente in Euro; D'altro lato, il volume degli impieghi in valuta è dato dalla somma di impieghi a breve termine e impieghi a medio-lungo termine che sono corrisposti in Euro. Gli impieghi a breve qui considerati sono quelli corrisposti anche non in euro, cioè quelli che fanno parte degli impieghi totali.

2.2. Rappresentazione grafica: DEPOSITI

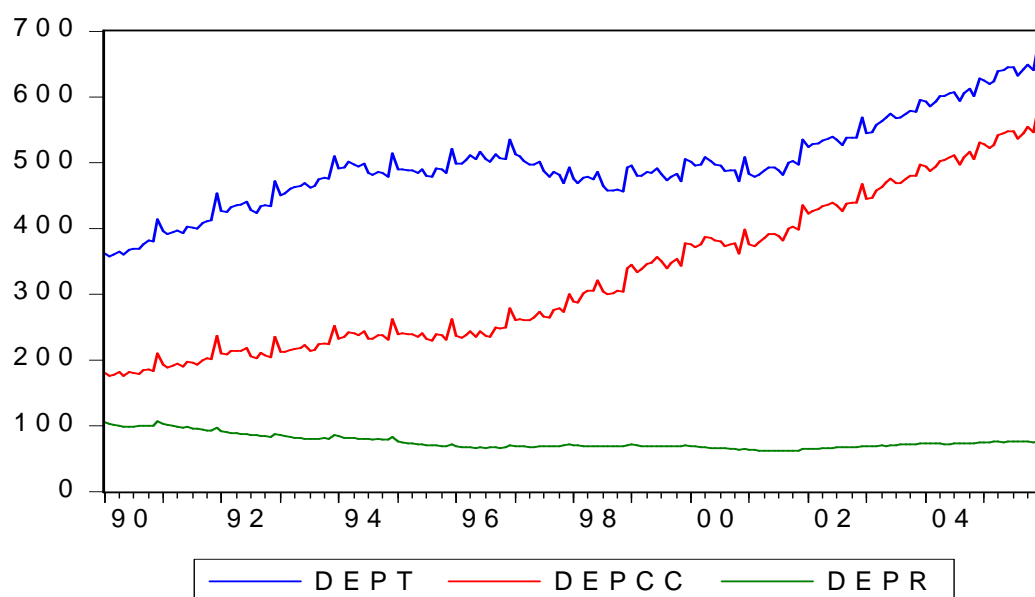


Grafico 2: Volumi dei depositi

Come si può osservare dal grafico 2 i depositi totali e i depositi in conto corrente hanno un andamento crescente nel tempo, e molto simile a partire dal 2000; mentre i depositi a risparmio hanno un andamento più costante, ma in continuo decremento, questo è probabilmente dovuto all'aumento di forme alternative di investimento, come ad esempio il mercato borsistico.

Le statistiche descrittive delle serie di partenza dei depositi sono incluse nella tabella 2.

	DEPT	DEPCC	DEPR
Mean	497.4525	324.6366	74.96985
Median	489.9172	287.8199	70.67403
Maximum	674.9340	578.6640	105.9630
Minimum	357.5700	175.2772	61.01267
Std. Dev.	67.40051	115.3325	10.95150
Skewness	0.338606	0.526594	1.146717
Kurtosis	3.137658	1.954315	3.338415
Jarque-Bera	3.840418	17.71306	43.21883
Probability	0.146576	0.000142	0.000000
Sum	96008.32	62654.87	14469.18
Sum Sq. Dev.	872223.1	2553904.	23027.60
Observations	193	193	193

Tabella 2: Statistiche descrittive di depositi totali (dept), depositi in conto corrente (depcc) e depositi a risparmio (depr). Consistenze in milioni di euro.

Dalla tabella risulta chiaro che il volume dei depositi totali non è dato dalla somma delle altre due componenti, più precisamente è la somma del volume di depositi in conto corrente, dei depositi a risparmio, dei pronti conto termine e dei certificati di deposito.

3. LA TRASFORMAZIONE DELLE VARIABILI

Allo scopo di linearizzare le serie ed avvicinare la scala delle variabili coinvolte sono state calcolate le differenze logaritmiche delle variabili.

Più esattamente vengono considerate le differenze logaritmiche delle variabili che non sono sotto forma di tassi (volumi degli impieghi, dei depositi, retribuzione, indice della produzione industriale...) che vengono contraddistinti con il prefisso "dl_"; mentre per le variabili sotto forma di tasso (come inflazione, rendiob, tur...) sono state calcolate solo le differenze e vengono contraddistinte con il prefisso "d_".

3.1. Le variabili DIPENDENTI

Le variabili che devono essere stimate risultano dunque essere:

- **La differenza logaritmica degli impieghi totali (dl_impt)**
- **La differenza logaritmica degli impieghi a breve termine (dl_impbr)**
- **La differenza logaritmica degli impieghi in valuta (dl_imptl)**
- **La differenza logaritmica dei depositi totali (dl_dept)**
- **La differenza logaritmica dei depositi in conto corrente (dl_depcc)**
- **La differenza logaritmica dei depositi a risparmio (dl_depr)**

Che sono riportate nei grafici 3 e 4.

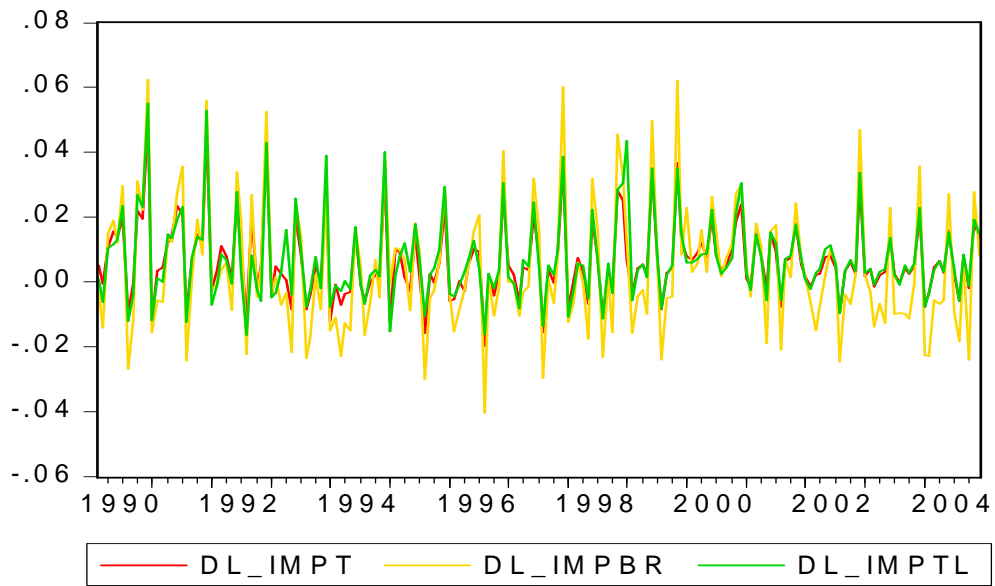


Grafico 3: Differenze logaritmiche di impieghi totali, a breve e in valuta.

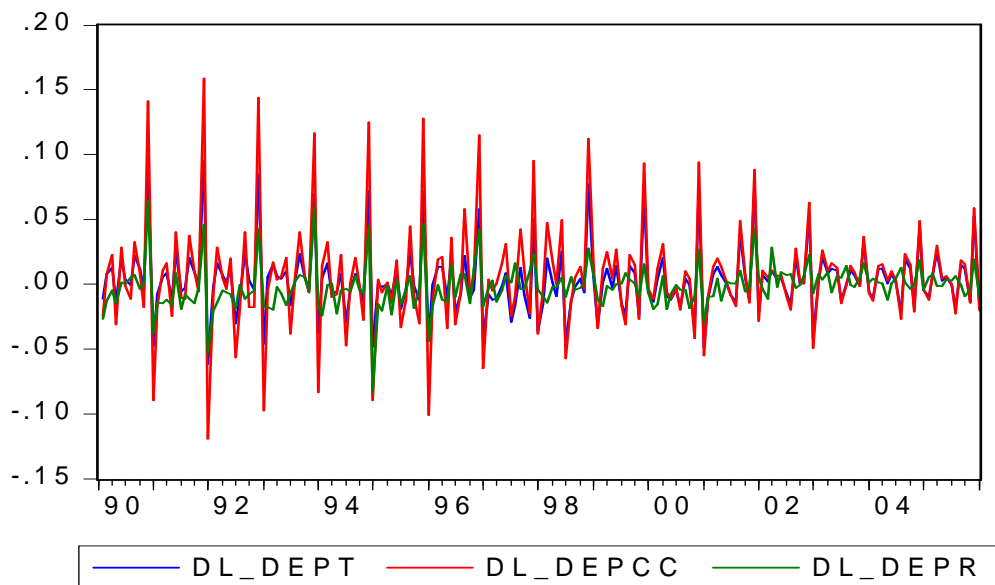


Grafico 4: Differenze logaritmiche di depositi totali, in conto corrente e a risparmio.

3.2. Le variabili ESPLICATIVE

Le variabili esplicative utilizzate sono invece le seguenti:

- **differenza logaritmica degli impieghi totali (dl_impt)**, usata nella stima dei depositi;
- **differenza logaritmica dei depositi totali (dl_dept)**, usata nella stima degli impieghi;
- **Il tasso di interesse sugli impieghi differenziato (d_rimpmi)**, usata nella stima degli impieghi;
- **Il tasso di rendimento sui depositi differenziato (d_rdepn)**, usata nella stima dei depositi;

Le variabili sopra indicate sono fornite dal mefim in quanto esistono delle equazioni che stimano queste variabili. Le variabili che seguono sono state invece reperite nel sito della Banca d'Italia e nel sito dell'ISTAT.

- **Euribor** (Euro Interbank Offered Rate - *tasso interbancario di offerta in euro*) **differenziato (d_euribor)**: è un indice di riferimento, calcolato giornalmente, che indica il tasso di interesse a cui sono offerti i depositi interbancari in euro da una banca principale a un'altra banca principale della zona euro. La serie considerata va dal dicembre 1998 all'aprile 2006.

- **Inflazione annuale differenziata (d_infla)**: incremento generalizzato e continuativo dei prezzi nel tempo, calcolato rispetto allo stesso mese dell'anno precedente. La serie va dal febbraio 1990 al febbraio 2005.

- **Inflazione mensile differenziata (d_inflm)**: incremento generalizzato e continuativo dei prezzi nel tempo, calcolato rispetto al mese precedente. La serie va dal gennaio 1990 al febbraio 2005.

- **Rendiob** (Tasso di rendimento delle obbligazioni) **differenziato (d_rendiob)**: tasso generato dalla media mensile dei rendimenti di un campione di obbligazioni bancarie, quotate con significativi volumi sul

MOT, con vita residua superiore all'anno. La serie va dal gennaio 1991 al dicembre 2004.

- **Tasso ufficiale di riferimento differenziato (d_tur)**: la serie storica contiene anche il TUS (Tasso di sconto) che è stato sostituito dal TUR dal 1° gennaio 1999. Fino al 31.12.2003 il TUR era determinato dalla Banca d'Italia, sulla base di un minimo stabilito dalla BCE. È il tasso a cui la banca centrale concede prestiti alle altre banche e su cui si basano tutti gli altri tassi. La serie va dal gennaio 1990 al marzo 2006.

- **Differenza logaritmica dell'indice dei prezzi alla produzione** dei prodotti industriali (**dl_ipp**): misura la variazione nel tempo dei prezzi alla produzione dei beni prodotti all'interno del paese nei settori manifatturiero e minerario. Indice generale a frequenza mensile in base 2000. La serie va dal gennaio 1991 al gennaio 2006.

- **Differenza logaritmica dell'indice dei prezzi al consumo (dl_ipc)**: riflette l'evoluzione dei prezzi del mese indicato rispetto allo stesso mese dell'anno precedente dei beni di consumo per le famiglie di operai e impiegati; indica la variazione percentuale media dei prezzi intervenuta tra un anno base e l'anno preso in considerazione. La serie va dal gennaio 1990 al febbraio 2006.

- **Differenza logaritmica dell'indice della produzione industriale (dl_ipi)** corretto per i giorni lavorativi; misura la variazione dell'output dei settori manifatturiero, estrattivo, del gas e dell'elettricità, con riferimento alla quantità fisica prodotta e alla capacità produttiva utilizzata. La serie va dal gennaio 1990 al febbraio 2006.

- **Differenza logaritmica del rendimento di un indice sintetico di borsa (dl_mibtel)**: variazione percentuale della quotazione in borsa dell'indice informativo relativo a tutte le azioni nazionali quotate su MTA e MTAX. La serie va dal gennaio 2000 all'aprile 2006.

- **Differenza logaritmica della retribuzione (dl_retribuz)**
contrattuale oraria. La serie va dal gennaio 2001 al febbraio 2006.

- **Tasso di rendimento dei titoli di stato differenziato (d_bot3, d_bot6, d_bot12)**: sono titoli a breve termine emessi dallo Stato, con termine massimo di 1 anno, con scadenza a 3, 6, 12 mesi. La serie va dal gennaio 1990 al gennaio 2006.

- **Tasso di cambio euro/dollaro differenziato (d_cambio)**: è il tasso di conversione di una moneta in un'altra. In questo caso tra euro e dollaro. Quanto vale un dollaro in termini di euro. La serie va dal gennaio 1999 all'aprile 2006.

Le serie sono tutte a cadenza mensile.

Da notare che l'indice dei prezzi al consumo si distingue dall'inflazione per il fatto che la seconda è l'aumento del livello generale dei prezzi e determina una perdita di potere d'acquisto della moneta, mentre il primo è una misura statistica data dalla media dei prezzi ponderati per mezzo di uno specifico paniere di beni e servizi. In altre parole tale indice misura il processo di aumento del livello generale dei prezzi dell'insieme dei beni e dei servizi destinati al consumo delle famiglie.

Per una migliore specificazione del modello sono state aggiunte poi altre variabili:

- **Dummy di stagionalità**: sono contrassegnate con la lettera d e il numero del mese che rappresentano (**d1, d2, ..., d12**); vengono inserite qualora sia riscontrata la presenza di stagionalità nella stima delle dipendenti.

- **Dummy che si riferiscono ad un particolare mese**; sono contrassegnate dalla lettera d e dal numero a 3-4 cifre che identifica il mese e l'anno a cui si riferisce (**d1201** è la dummy che vale 1 al mese dicembre dell'anno 2001, ed è 0 agli altri periodi).

4. IL METODO DI SPECIFICAZIONE UTILIZZATO

Il metodo utilizzato per stimare le equazioni è quello della regressione lineare multivariata, in cui più variabili contribuiscono a spiegare la variabile dipendente y che è funzione lineare delle variabili esplicative, in un grado pari al coefficiente oggetto di stima (α_i)

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1i} + \dots + \alpha_k x_{ki} + \varepsilon_i \\ i = 1, \dots, N$$

Osservando algebricamente il tutto si può considerare la matrice X di dimensione $N \times k$, delle variabili esplicative, con rango pieno pari a k e una colonna di 1 che corrisponde all'intercetta.

$$y = X\alpha + \varepsilon$$

Si assumono le seguenti proprietà dei residui:

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \rightarrow \text{normalità};$$

$$E[\varepsilon_i] = 0 \quad \forall i \rightarrow \text{media nulla e costante al variare di } t$$

$$E[\varepsilon_i^2] = \sigma^2 \quad \forall i \rightarrow \text{varianza costante al variare di } t$$

(omoschedasticità)

$$E[\varepsilon_i \varepsilon_j] = 0 \quad \forall j \neq i \rightarrow \text{assenza di correlazione tra i residui.}$$

Inoltre si ipotizza che non vi è correlazione tra i regressori e i disturbi casuali ($E[X' \varepsilon] = 0$). Ciò permette di considerare i regressori compresi nella matrice X come variabili esogene. Solo se questa proprietà è valida è possibile garantire che il vettore $\hat{\alpha}$ dei parametri del modello abbia per valore atteso il vero valore dei parametri α .

La stima del vettore α tramite il metodo dei minimi quadrati ordinari (**OLS** dall'inglese *Ordinary Least Squares*) si ottiene risolvendo

$$\min_{\hat{\alpha}} (y - X \hat{\alpha})' (y - X \hat{\alpha})$$

si tratta di minimizzare la somma dei quadrati delle distanze dei valori osservati dalla retta che interpola una nuvola di punti; come si può osservare dal grafico 5.

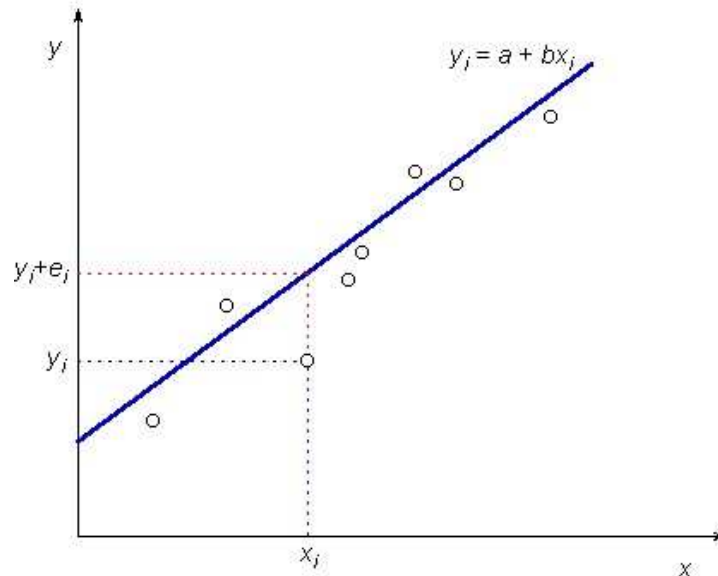


Grafico 5: Rappresentazione del metodo di stima dei minimi quadrati.

Da cui

$$\hat{\alpha} = (X' X)^{-1} X' y$$

La soluzione trovata corrisponde al minimo non solo locale, ma anche globale.

La scelta di minimizzare i *quadrati* degli \mathcal{E}_i non è, ovviamente, arbitraria. Infatti distanze positive (verso l'alto) e negative (verso il basso) dalla retta si compenserebbero, rendendo peggiore la qualità dell'interpolazione. Non è possibile utilizzare la funzione di valore assoluto in quanto non è derivabile su tutto l'asse reale e quindi non si potrebbe ricorrere al metodo della minimizzazione.

In termini non matriciali:

$$\hat{\alpha}_{OLS} = \frac{\sum_i x_i y_i}{\sum_i x_i^2} = \frac{\sum_i x_i (x_i \alpha + \varepsilon_i)}{\sum_i x_i^2} = \alpha + \frac{\sum_i x_i \varepsilon_i}{\sum_i x_i^2}$$

Poiché x_i e ε_i sono incorrelati, passando al limite per $N \rightarrow \infty$ il secondo termine nell'espressione sopra diviene trascurabile, così che la stima $\hat{\alpha}$ è consistente.

5. I RESIDUI

I residui sono dati dalla differenza della stima e i veri valori della serie. Sono cioè la componente erratica della stima.

L'analisi dei residui è un utile strumento per valutare se il modello di regressione impiegato è adeguato per l'analisi dell'insieme dei dati considerato.

5.1. Test di Corretta Specificazione.

I test di corretta specificazione sono test sui residui, cioè sulla componente erratica del modello, e servono a valutare se la stima ottenuta dal modello è corretta, attraverso la verifica delle ipotesi base del processo generatore dei dati; la componente di errore deve soddisfare le seguenti proprietà (ipotesi di **Gauss-Markov**):

- Avere media condizionale nulla per ogni $i = 1, \dots, N$:

$$E(\varepsilon_i | X) = 0$$

- Avere varianza condizionale e marginale costante nel tempo per ogni $i = 1, \dots, N$:

$$E(\varepsilon_i^2 | X) = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$$

- Avere una distribuzione normale

$$\mathcal{E} \sim N(0, \sigma^2)$$

- Essere realizzazione di un processo stocastico White Noise:

$$\mathcal{E} \sim W.N(0, \sigma^2)$$

- Essere incorrelati tra loro, ovvero in ciascun periodo il residuo non dipende dai residui dei periodi precedenti:

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_j | X) = E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \text{ per } i \neq j$$

Dopo aver specificato il modello di regressione è necessario verificare che le stime dei residui rispettino le proprietà sopra indicate. È possibile effettuare questa verifica attraverso alcuni **test sui residui**.

5.1.1. Test di normalità

Il test che verifica l'ipotesi di normalità dei residui è il Test di **Jarque-Bera** e si basa sugli indici di simmetria e curtosi.

L'indice di asimmetria (**Skewness**) è il momento terzo della serie dei residui.

$$S = \frac{1}{n \cdot sqm(Y)^3} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^3$$

Assume valore 0 se la distribuzione è simmetrica; assume valori negativi se la distribuzione è asimmetrica negativa, cioè la coda a sinistra è più lunga, mentre assume valori positivi se la distribuzione ha coda più lunga a destra.

L'indice **Kurtosis** è il momento quarto della serie dei residui,

$$K = \frac{1}{n \cdot sqm(Y)^4} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^4$$

e indica se la distribuzione ha code più o meno pesanti rispetto una normale. Nel caso di una normale assume valore 3; maggiori di 3 se è *leptocurtica*, cioè più appuntita di una normale; minori di 3 se è *platicurtica*, cioè più piatta di una normale.

Il test di Jarque-Bera verifica dunque l'ipotesi congiunta:

$$H_0 = \begin{cases} Kurtosis = 3 \\ Skewness = 0 \end{cases}$$

E il test è dato da:

$$JB = \frac{T}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right)$$

Si accetta l'ipotesi nulla di normalità se JB assume valori prossimi allo 0.

5.1.2. Test di White

Il test di White verifica l'ipotesi nulla di varianza dei residui costante nel tempo (omoschedasticità), contro l'ipotesi di eteroschedasticità degli errori.

L'applicazione di questo test si basa su una regressione ausiliaria in cui i quadrati dei residui sono la variabile dipendente mentre tra le variabili esplicative sono incluse le variabili della regressione originaria, i rispettivi quadrati e i prodotti incrociati.

Con E-Views si può scegliere se eseguire il test con i prodotti incrociati (**cross terms**) o senza considerare i prodotti incrociati (**no cross terms**).

Il test si distribuisce come un χ^2 con numero di gradi di libertà pari al numero dei Regressori.

5.1.3. Test di autocorrelazione

Il test di **Durbin-Watson** verifica l'ipotesi nulla di indipendenza tra i residui del modello, cioè di assenza di un legame lineare tra ciascun residuo ed il precedente. È dato da:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{\epsilon}_t - \hat{\epsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{\epsilon}_t^2}$$

assume valori prossimi a 2 nel caso in cui non vi sia correlazione tra i residui; compresi tra 0 e 2 se c'è autocorrelazione positiva e tra 2 e 4 se c'è autocorrelazione negativa. Per una migliore comprensione di

questo indice occorrerebbe calcolare il suo standard error che però non viene fornito nell'output di E-Views.

L'autorrelazione può essere verificata anche attraverso il correlogramma che verifica il test di **Ljung-Box**:

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

per valori piccoli di Q si accetta l'ipotesi nulla di presenza di correlazione, mentre valori alti suggeriscono di accettare l'ipotesi alternativa di indipendenza dei residui

6. CONSISTENZA DELLE STIME

A questo punto è di particolare rilevanza accertare che le stime OLS siano consistenti o se è necessario utilizzare le variabili strumentali nella stima delle variabili dipendenti.

I test che seguiranno vengono effettuati solo sulle stime dei **depositi** totali, in conto corrente e in valuta perché gli impieghi non dipendono da nessuna variabile endogena. Quindi solo per i depositi vengono utilizzate le variabili strumentali.

Può essere utile considerare le **variabili strumentali (IV, instrumental variables)** nel momento in cui viene meno l'ipotesi standard di incorrelazione tra le variabili esplicative e il termine di errore.

La correlazione tra regressori e disturbi in un modello di regressione lineare può insorgere in una serie di circostanze. Alcuni casi notevoli, generalmente menzionati in letteratura, sono:

- *Omissione di variabili rilevanti*, se il modello di regressione (multivariata) non include tra i regressori una variabile, che pure avrebbe rilevante potere esplicativo nei confronti della variabile dipendente;
- *Errore nelle variabili esplicative*, laddove i dati relativi a uno o più regressori sono affetti da un errore di misura, distinto dal disturbo ε_i ;
- *Equazioni simultanee*, nei casi in cui il sistema oggetto di analisi mette insieme diversi modelli statistici che operano simultaneamente.

La stima dei depositi potrebbe rientrare nell'ultimo di questi casi. Infatti rientrano due variabili che sono a loro volta stimate da altre equazioni all'interno del M.E.F.I.M.: gli impieghi totali, la cui stima viene calcolata nella presente tesina e il rendimento dei depositi (rdep_m).

Per verificare la **validità** e la **consistenza** delle variabili strumentali utilizzo i test di Sargan e di Hausman.

Bisogna innanzitutto accertarsi che le variabili strumentali siano **informative**.

6.1. Test F

Per verificare se gli strumenti sono **informativi** si calcola il test F di significatività congiunta sulla regressione delle variabili strumentali su ogni variabile esogena correlata ai residui del modello.

Le variabili strumentali sono informative qualora si rifiuti l'ipotesi nulla, cioè se i coefficienti sono congiuntamente significativi. Viene effettuato un test F per ogni variabile esogena al modello che è a sua volta stimata con altre equazioni.

6.2. Test di Sargan

Il test di Sargan verifica che gli strumenti non sono correlati con i residui e quindi che sono **validi**. È calcolabile solo nel caso in cui il numero delle variabili strumentali è maggiore del numero delle variabili endogene. Il calcolo del test si basa sulla regressione dei residui del modello stimato con le variabili strumentali su tutti gli strumenti.

In termini matriciali il test si calcola nel modo seguente:

$$S = \frac{\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}^T \mathbf{z} (\mathbf{z}^T \mathbf{z})^{-1} \mathbf{z}^T \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}}{\hat{\sigma}^2} \sim \chi_{R-K}^2, \text{ sotto } H_0$$

dove R è il numero degli strumenti e K il numero delle variabili esplicative.

Il test può essere calcolato anche moltiplicando il numero delle osservazioni (N) per il valore del coefficiente di determinazione (R^2) che risulta della regressione:

$$S = NR^2 \sim \chi_{R-K}^2, \text{ sotto } H_0$$

6.3. Test di Hausman – test di esogeneità

Infine, per verificare la consistenza delle stime OLS si calcola il test di Hausman.

È possibile calcolare questo test solo nel momento in cui accerto che gli strumenti sono informativi e validi attraverso il test F e il test di Sargan descritti precedentemente. Il test di Hausman serve per verificare l'incorrelazione delle variabili esogene con l'errore. Se viene accettata tale ipotesi allora si desume che le stime OLS sono consistenti ed efficienti.

Per il calcolo di questo test si inseriscono nella stima delle variabili dipendenti calcolate con il metodo dei minimi quadrati (OLS) i residui della regressione delle variabili esogene su tutti gli strumenti (calcolati per il test F). Il test viene calcolato nel modo seguente:

$$y = X\alpha + (X - \hat{X})\beta + \eta$$

e bisogna verificare $H_0: \beta = 0$, cioè che i coefficienti dei residui delle regressioni precedenti siano non significativi.

7. STIMA DEGLI IMPIEGHI

Vengono stimate le equazioni per le variabili dipendenti impieghi totali, impieghi a breve termine e impieghi in valuta seguendo il procedimento di specificazione dal generale al particolare; in altre parole partendo dall'assunzione di tutte le variabili esplicative a disposizione e eliminando una alla volta le variabili che non sono significative finché non si ottiene una stima in cui tutte le variabili esplicative sono significative.

Il modello di partenza soddisfa la seguente equazione:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \Delta x_{1,t} + \alpha_2 \cdot \Delta x_{2,t} + \dots + \alpha_{k-1} \cdot \Delta x_{k-1,t} + \alpha_k \cdot \Delta y_{k,t-1} \\ + \alpha_{k+1} \cdot \Delta x_{k+1,t-1} + \dots + \alpha_{n-1} \cdot \Delta x_{n-1,t-1} + \alpha_n \cdot \Delta x_{n,t-1}$$

Cioè considera la costante α_0 , le esplicative al tempo t , la dipendente ritardata e le esplicative ritardate (al tempo $t-1$). Vengono inserite le variabili ritardate per verificare la dinamicità del modello.

7.1. IMPIEGHI TOTALI

L'equazione con tutte le variabili esplicative della dipendente **impieghi totali** è la seguente:

$$dl_impt = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot dl_impbr + \alpha_2 \cdot dl_imptl + \alpha_3 \cdot d_euribor \\ + \alpha_4 \cdot d_inf\ la + \alpha_5 \cdot d_inf\ lm + \alpha_6 \cdot d_rimpmi \\ + \alpha_7 \cdot d_rendiob + \alpha_8 \cdot d_tur + \alpha_9 \cdot dl_ipc \\ + \alpha_{10} \cdot dl_ipisa + \alpha_{11} \cdot dl_ipp + \alpha_{12} \cdot dl_mibtel \\ + \alpha_{13} \cdot dl_retribuz + \alpha_{14} \cdot d_bot\ 12 + \alpha_{15} \cdot d_bot\ 3 \\ + \alpha_{16} \cdot d_bot\ 6 + \alpha_{17} \cdot d_cambio + \alpha_{18} \cdot dl_dept \\ + \alpha_{19} \cdot dl_impt_{t-1} + \alpha_{20} \cdot dl_impbr_{t-1} + \alpha_{21} \cdot dl_imptl_{t-1} \\ + \alpha_{22} \cdot d_euribor_{t-1} + \alpha_{23} \cdot d_inf\ la_{t-1} + \alpha_{24} \cdot d_inf\ lm_{t-1} \\ + \alpha_{25} \cdot d_rdep_{t-1} + \alpha_{26} \cdot d_rendiob_{t-1} + \alpha_{27} \cdot d_tur_{t-1} \\ + \alpha_{28} \cdot dl_ipc_{t-1} + \alpha_{29} \cdot dl_ipisa_{t-1} + \alpha_{30} \cdot dl_ipp_{t-1} \\ + \alpha_{31} \cdot dl_mibtel_{t-1} + \alpha_{32} \cdot dl_retribuz_{t-1} + \alpha_{33} \cdot d_bot\ 12_{t-1} \\ + \alpha_{34} \cdot d_bot\ 3_{t-1} + \alpha_{35} \cdot d_bot\ 6_{t-1} + \alpha_{36} \cdot d_cambio_{t-1} \\ + \alpha_{37} \cdot d_dept_{t-1}$$

Il cui output in E-Views appare così:

Dependent Variable: DL_IMPT

Method: Least Squares

Date: 06/06/06 Time: 13:55

Sample(adjusted): 2001:03 2004:10

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000937	0.001033	0.907415	0.3992
DL_IMPBR	0.039855	0.052632	0.757238	0.4776
DL_IMPTL	0.844153	0.087233	9.676971	0.0001
D_EURIBOR	0.002658	0.007222	0.367995	0.7255
D_INFLA	0.196891	0.208871	0.942648	0.3823
D_INFLM	0.210725	0.461085	0.457020	0.6637
D_RIMPMI	0.014377	0.014437	0.995793	0.3578
D_RENDIOB	0.002076	0.002934	0.707539	0.5058
D_TUR	-0.008369	0.007717	-1.084483	0.3198
DL_IPC	0.002985	0.005035	0.592934	0.5749
DL_IPISA	-0.014278	0.016865	-0.846628	0.4297
DL_IPP	-0.004485	0.122397	-0.036643	0.9720
DL_MIBTEL	0.008087	0.007195	1.123921	0.3040
DL_RETRIBUZ	-0.274013	0.247293	-1.108046	0.3103
D_BOT12	0.003315	0.002926	1.132902	0.3005
D_BOT3	-0.003108	0.003193	-0.973318	0.3680
D_BOT6	-0.003847	0.004090	-0.940645	0.3832
D_CAMBIO	0.007302	0.024975	0.292351	0.7799
DL_DEPT	-0.026828	0.035444	-0.756904	0.4778
DL_IMPT(-1)	0.517124	0.517778	0.998735	0.3565
DL_IMPBR(-1)	0.020520	0.062924	0.326111	0.7554
DL_IMPTL(-1)	-0.494400	0.473807	-1.043464	0.3369
D_EURIBOR(-1)	-0.000620	0.007209	-0.085935	0.9343
D_INFLA(-1)	-0.201217	0.212707	-0.945981	0.3807
D_INFLM(-1)	0.603369	0.435338	1.385978	0.2151
D_RIMPMI(-1)	0.000121	0.007054	0.017126	0.9869
D_RENDIOB(-1)	-0.004255	0.003743	-1.136747	0.2990
D_TUR(-1)	-0.003223	0.004630	-0.696096	0.5124
DL_IPC(-1)	6.52E-05	0.005556	0.011733	0.9910
DL_IPISA(-1)	0.014138	0.025934	0.545164	0.6053
DL_IPP(-1)	0.004838	0.111937	0.043220	0.9669
DL_MIBTEL(-1)	0.001264	0.007837	0.161231	0.8772
DL_RETRIBUZ(-1)	0.107541	0.151178	0.711352	0.5036
D_BOT12(-1)	0.003800	0.003190	1.191439	0.2785
D_BOT3(-1)	-0.001040	0.002423	-0.429220	0.6827
D_BOT6(-1)	-0.003935	0.005681	-0.692591	0.5145
D_CAMBIO(-1)	-0.013431	0.023569	-0.569865	0.5895
DL_DEPT(-1)	0.031693	0.027558	1.150037	0.2939
R-squared	0.997942	Mean dependent var	0.004833	
Adjusted R-squared	0.985252	S.D. dependent var	0.007744	
S.E. of regression	0.000940	Akaike info criterion	-11.36562	
Sum squared resid	5.31E-06	Schwarz criterion	-9.824731	
Log likelihood	288.0437	F-statistic	78.63653	
Durbin-Watson stat	1.301273	Prob(F-statistic)	0.000010	

Tabella 3: Regressione iniziale degli impieghi totali su tutte le variabili esplicative.

La prima colonna riporta il nome delle variabili esplicative del modello ;

Nella seconda colonna vi sono le stime dei coefficienti β del modello;

$$\hat{\alpha} = (X'X)^{-1}X'y$$

La colonna "*Std.Error*" indica la deviazione standard dei coefficienti stimati;

Nella colonna "*Statistica-t*" è indicato, per ogni variabile, il valore del test calcolato dividendo il coefficiente stimato presente alla colonna 2, con il corrispondente valore dello standard error. Questo test stabilisce la significatività della variabili esplicative utilizzate nella regressione;

L'ultima colonna intitolata "*prob*" indica, per ciascuna variabile, l'area della distribuzione t che sta a destra della statistica riportata nella colonna precedente. I p-value, come vengono anche chiamati questi valori, sono calcolati a partire da una distribuzione t. Assumendo un livello di significatività del 5% accetterò l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero del coefficiente considerato se il valore che compare in questa colonna è maggiore di 0.05. se invece è minore considero tale coefficiente significativo.

Per valutare la bontà del modello di regressione stimato si osserva il coefficiente di determinazione (*R-squared*) dato dall'output di stima, che indica il rapporto tra la varianze dei residui e la varianze totale e rappresenta la proporzione di variabilità della Y spiegata dalle variabili esplicative. Tuttavia questo indice è influenzato dal numero delle esplicative presenti nel modello; un numero maggiore di variabili implica un più alto valore dell'indice. Quindi si ricorre all'utilizzo di un indice che tenga conto anche del numero di variabili esplicative incluse nel modello e dell'ampiezza del campione: l' R^2 corretto (*Adjusted R-squared*).

$$R_{adj}^2 = 1 - \left[(1 - R^2) \frac{n - 1}{n - p - 1} \right]$$

dove p è il numero di variabili esplicative incluse nel modello; l'indice va da 0 a 1. Vale 0 se il modello non spiega la risposta, mentre vale 1 quando la varianza dei residui è nulla, cioè quando il modello spiega perfettamente la risposta.

L'equazione viene esplicitata attraverso l'eliminazione delle variabili che non sono significative.

Data la forte correlazione degli impieghi totali con gli impieghi a breve e gli impieghi in valuta, queste ultime due vengono tralasciate nella stima degli impieghi totali in modo da cogliere con maggior precisione le componenti che hanno rilevanza.

La combinazione lineare delle variabili esplicative che produce la migliore approssimazione per gli impieghi totali è la seguente:

$$dl_impt = \alpha_0 + \alpha_5 * d_inf\ lm + \alpha_6 * d_rimpmi + \alpha_{32} * dl_retribuz_{t-1} + \alpha_{10} * dl_ipisa + \alpha_{40} * d6 + \alpha_{41} * d1202 + \alpha_{42} * d1203$$

Dependent Variable: DL_IMPT

Method: Least Squares

Date: 06/06/06 Time: 13:17

Sample(adjusted): 2001:03 2004:10

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002926	0.001089	2.686697	0.0109
D_INFLM	-1.698095	0.478829	-3.546347	0.0011
D_RIMPMI	-0.022679	0.008574	-2.645141	0.0120
DL_RETRIBUZ(-1)	-0.672133	0.305525	-2.199927	0.0343
DL_IPISA	-0.079824	0.028403	-2.810428	0.0080
D6	0.009644	0.002322	4.153968	0.0002
D1202	0.021971	0.004655	4.719470	0.0000
D1203	0.014881	0.004668	3.187877	0.0030
R-squared	0.732603	Mean dependent var		0.004833
Adjusted R-squared	0.680609	S.D. dependent var		0.007744
S.E. of regression	0.004376	Akaike info criterion		-7.862223
Sum squared resid	0.000689	Schwarz criterion		-7.537825
Log likelihood	180.9689	F-statistic		14.09017
Durbin-Watson stat	1.706919	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabella 4: Output di regressione sugli impieghi totali.

Impieghi totali sono spiegati da una costante; dall'**inflazione mensile**, all'aumentare dell'inflazione diminuisce la richiesta di

impieghi bancari; dal **tasso di interesse sugli impieghi**, all'aumentare degli interesse diminuisce la richiesta di prestiti alle banche; dalla **retribuzione** ritardata, cioè la retribuzione del periodo precedente, se aumenta diminuisce la necessità di impieghi bancari del periodo successivo; dall'**indice di produzione industriale destagionalizzata**; nonché dalla dummy che si riferisce al mesi di giugno e dalle dummy per dicembre 2002 e dicembre 2003 che servono a far adattare meglio la stima al vero valore della serie cioè a lisciare i residui.

Le variabili esplicative spiegano ad un livello abbastanza buono la variabile dipendente come si può notare dal **coefficiente di determinazione**.

Dalla statistica **Durbin-Watson** si può desumere l'indipendenza dei residui, ipotesi che viene confermata successivamente anche dal correlogramma.

7.1.1 Test sui residui

I **residui** della stima sono riportati nel grafico 6. Hanno un range che va da -0.010 a +0.010.

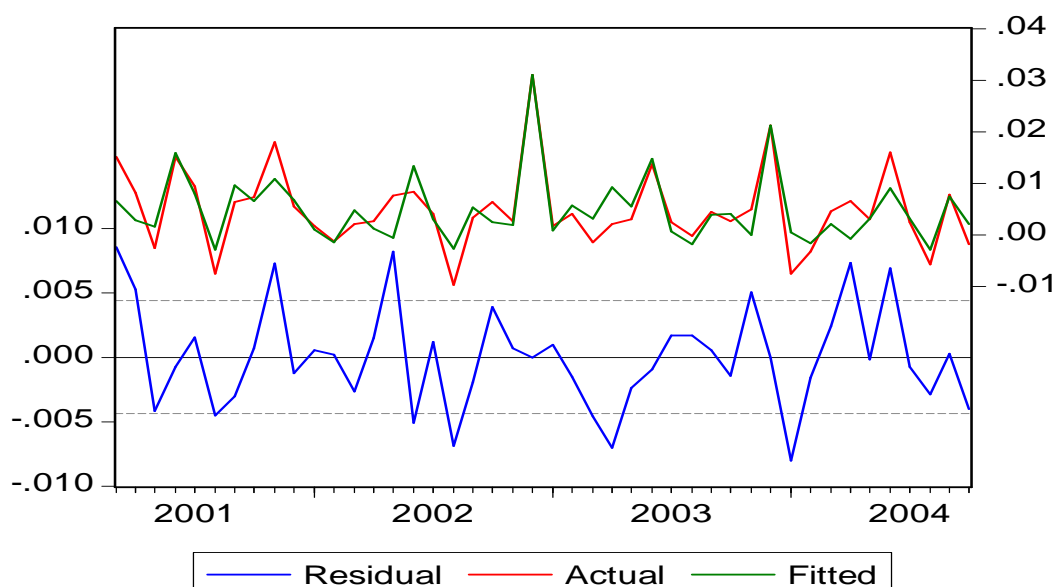


Grafico 6: Rappresentazione dei residui degli impieghi totali

Test di normalità

Con il Test di normalità, il cui output è riportato nel grafico 7, possiamo osservare la distribuzione della serie dei residui.

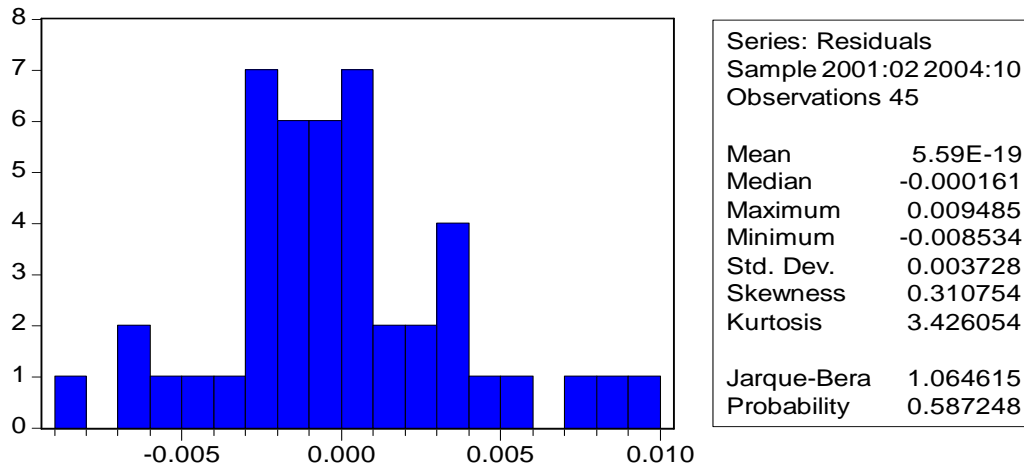


Grafico 7: Distribuzione dei residui

Dall'output dei test si nota che la serie si presenta leggermente asimmetrica positiva, la coda a destra è più lunga; e leggermente leptocurtica. Accetto l'ipotesi nulla di normalità della serie dei residui con una probabilità del 58,7%.

Test di White:

Con prodotti incrociati

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.419061	Probability	0.936506
Obs*R-squared	5.540221	Probability	0.902216

Senza prodotti incrociati

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.200970	Probability	0.333834
Obs*R-squared	22.47697	Probability	0.315200

Se si considerano solo i quadrati delle variabili accetto l'ipotesi nulla di omoschedasticità con una probabilità di oltre il 90%. Se invece considero anche i prodotti incrociati la probabilità di accettare l'ipotesi nulla di omoschedasticità si abbassa a poco più del 30%.

Test di Autocorrelazione

Il correlogramma dei residui, riportato nella tabella 4, conferma l'indice Durbin-Watson; i residui sono incorrelati. La colonna "prob" che riporta la probabilità di accettare l'ipotesi nulla del test di Ljung-Box presenta tutti valori maggiori di 0.05.

Date: 06/06/06 Time: 13:47

Sample: 2001:03 2004:10

Included observations: 44

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *.	. *.		1 0.082	0.082	0.3149	0.575
. * .	. * .		2 -0.138	-0.146	1.2338	0.540
. * .	. * .		3 -0.108	-0.086	1.8134	0.612
. * .	. * .		4 -0.177	-0.186	3.3911	0.495
. * .	. * .		5 -0.159	-0.172	4.7101	0.452
. .	. * .		6 -0.028	-0.082	4.7505	0.576
. *.	. .		7 0.104	0.021	5.3453	0.618
. *.	. .		8 0.140	0.058	6.4459	0.597
. .	. .		9 0.065	0.014	6.6884	0.670
. *.	. *.		10 0.120	0.135	7.5442	0.673

Tabella 5: Correlogramma dei residui degli impieghi totali

7.2. IMPIEGHI A BREVE TERMINE

Per quanto riguarda gli **impieghi a breve termine** la combinazione lineare delle variabili esplicative che produce la migliore approssimazione è la seguente:

$$dl_impbr = \alpha_0 + \alpha_5 * d_inf\ lm + \alpha_6 * d_rimpmi + \alpha_{10} * dl_ipisa + \alpha_{40} * d6 + \alpha_{41} * d11 + \alpha_{42} * d1202 + \alpha_{43} * d1203$$

Dependent Variable: DL_IMPBR

Method: Least Squares

Date: 06/06/06 Time: 13:24

Sample(adjusted): 2001:02 2004:10

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009039	0.001851	-4.882136	0.0000
D_INFLM	-2.495497	1.038675	-2.402578	0.0214
D_RIMPMI	-0.055205	0.018524	-2.980150	0.0051
DL_IPISA	-0.150037	0.062002	-2.419861	0.0206
D6	0.024745	0.005082	4.868725	0.0000
D11	0.013807	0.005807	2.377522	0.0227
D1202	0.042275	0.010229	4.132923	0.0002
D1203	0.039963	0.010058	3.973085	0.0003
R-squared	0.697473	Mean dependent var		-0.000835
Adjusted R-squared	0.640238	S.D. dependent var		0.016045
S.E. of regression	0.009624	Akaike info criterion		-6.289316
Sum squared resid	0.003427	Schwarz criterion		-5.968131
Log likelihood	149.5096	F-statistic		12.18615
Durbin-Watson stat	1.906381	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabella 6: output di regressione sugli impieghi a breve

Gli impieghi a breve termine dipendono da una costante, dall'**inflazione mensile**, dal **tasso di interesse sugli impieghi** e dall'**indice dei prezzi al consumo** destagionalizzato. All'aumentare di questa variabili il volume degli impieghi a breve subisce un decremento. Risultano inoltre significative le dummy stagionali per giugno e novembre e le dummy che si riferiscono al dicembre 2002 e al dicembre 2003.

Dall'**R²** si deduce che le esplicative spiegano abbastanza bene la dipendente.

Il risultato della statistica **Durbin-Watson** ci indica che la serie dei residui non è correlata nel tempo.

7.2.1. Test sui residui

I residui della stima degli impieghi a breve presentano un range che va da -0.02 a 0.02 e sono rappresentati nel grafico 8.

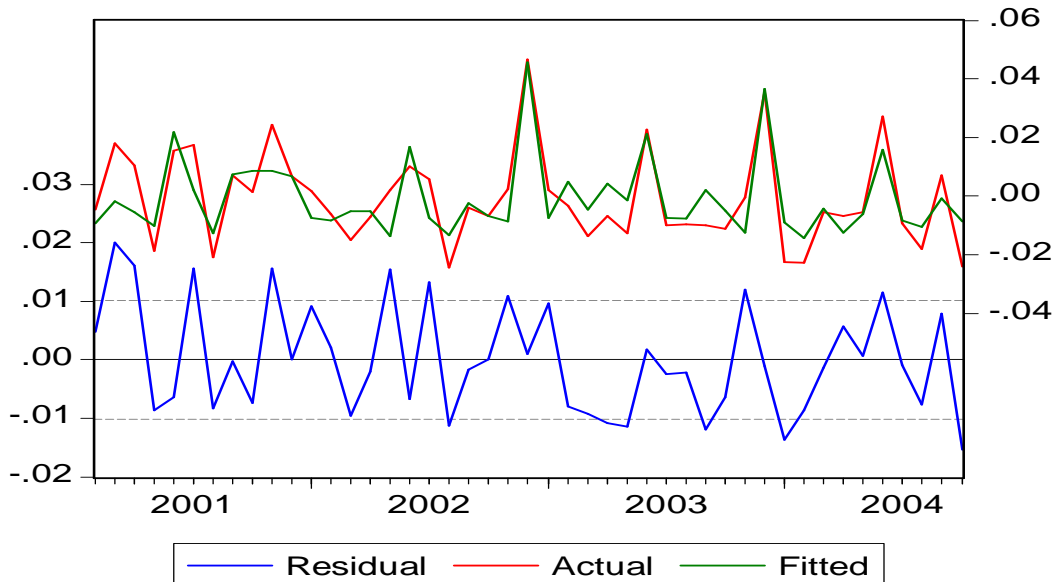


Grafico 8: Rappresentazione dei residui degli impieghi a breve termine.

Test di Normalità

Nel grafico 9 è riportata la distribuzione della serie dei residui

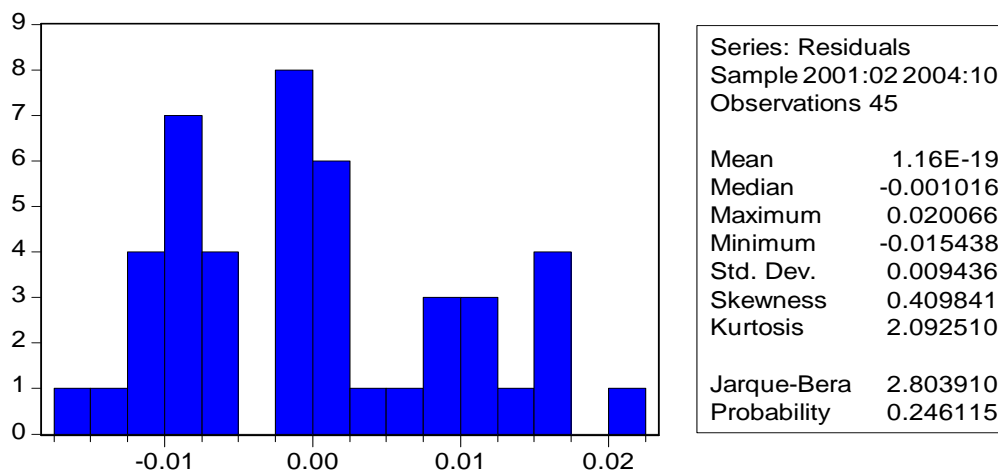


Grafico 9: Distribuzione dei residui

La serie dei residui è leggermente asimmetrica positiva e platicurtica, cioè più piatta rispetto la distribuzione normale. Accetto l'ipotesi di normalità della serie con una probabilità del 24,6%.

Test di Autocorrelazione

A conferma della statistica Durbin-Watson viene analizzato anche il correlogramma dal quale risulta totale incorrelazione dei residui nel tempo. Infatti nella colonna "prob" sono riportati p-value molto elevati.

Date: 06/03/06 Time: 14:45

Sample: 2001:02 2004:10

Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.035	-0.035	0.0586	0.809
. .	. .	2	-0.015	-0.017	0.0703	0.965
.* .	.* .	3	-0.120	-0.121	0.7941	0.851
. .	. .	4	0.042	0.034	0.8863	0.927
. .	. .	5	0.001	-0.001	0.8864	0.971
. * .	. * .	6	0.132	0.121	1.8256	0.935
. .	. .	7	-0.017	0.001	1.8414	0.968
. * .	. * .	8	0.071	0.077	2.1311	0.977
. .	. .	9	-0.057	-0.025	2.3203	0.985
. ** .	. ** .	10	0.210	0.208	4.9967	0.891

Tabella 7: Correlogramma dei residui

Test di White

Con prodotti incrociati

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.050229	Probability	0.425166
Obs*R-squared	10.61975	Probability	0.387900

Senza prodotti incrociati

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.678177	Probability	0.801249
Obs*R-squared	14.37749	Probability	0.704172

L'ipotesi nulla di omoschedasticità è accettata con una probabilità che si aggira intorno al 40% se nel calcolo del test vengono considerati solo i quadrati delle variabili. Se vengono considerati anche i prodotti incrociati l'ipotesi è più ampiamente accettata.

7.3. IMPIEGHI IN VALUTA

La combinazione lineare delle variabili esplicative che produce la migliore approssimazione per gli impieghi in valuta è la seguente:

$$dl_imptl = \alpha_0 + \alpha_5 \cdot d_inlfm + \alpha_6 \cdot d_rimpmi + \alpha_{10} \cdot dl_ipisa \\ + \alpha_{32} \cdot dl_retribuz_{t-1} + \alpha_{40} \cdot d6 + \alpha_{41} \cdot d1202 + \alpha_{42} \cdot d1203$$

Dependent Variable: DL_IMPTL

Method: Least Squares

Date: 06/06/06 Time: 14:25

Sample(adjusted): 2001:03 2004:10

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003473	0.001102	3.151010	0.0033
DL_RETRIBUZ(-1)	-0.760195	0.309254	-2.458156	0.0189
D_RIMPMI	-0.022716	0.008679	-2.617523	0.0129
D_INFLM	-1.787554	0.484674	-3.688160	0.0007
DL_IPISA	-0.080904	0.028749	-2.814123	0.0079
D6	0.009790	0.002350	4.166158	0.0002
D1202	0.024041	0.004712	5.101916	0.0000
D1203	0.015662	0.004725	3.314914	0.0021
R-squared	0.749978	Mean dependent var		0.005304
Adjusted R-squared	0.701363	S.D. dependent var		0.008106
S.E. of regression	0.004430	Akaike info criterion		-7.837960
Sum squared resid	0.000706	Schwarz criterion		-7.513562
Log likelihood	180.4351	F-statistic		15.42679
Durbin-Watson stat	1.743252	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabella 8: Output della regressione sugli impieghi in valuta

Gli impieghi in valuta dipendono dall'**inflazione mensile**, dal **tasso di interesse sugli impieghi**, dalla **retribuzione** ritardata e dall'**indice di produzione industriale** destagionalizzato. Inoltre risultano significativi anche i coefficienti che si riferiscono alla dummy del mese di giugno e le dummy del dicembre 2002 (**d1202**) e del dicembre 2003 (**d1203**).

Il modello spiega bene la variabile stimata, come si può desumere dall'**R²** che è superiore al 70%.

La statistica **Durbin-Watson** accetta l'ipotesi nulla di indipendenza dei residui.

7.3.1. Test sui residui

Nel grafico 10 è rappresentato l'andamento dei **residui** del modello stimato che hanno un range che va da -0.012 a 0.008, sono quindi molto piccoli.

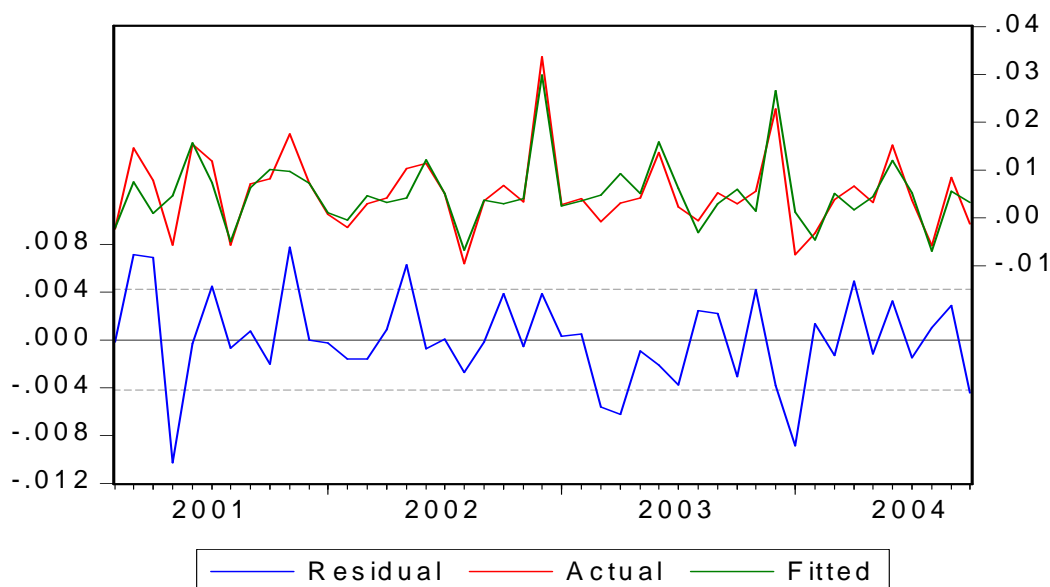


Grafico 10: Rappresentazione dei residui della stima degli impieghi in valuta.

Test di normalità:

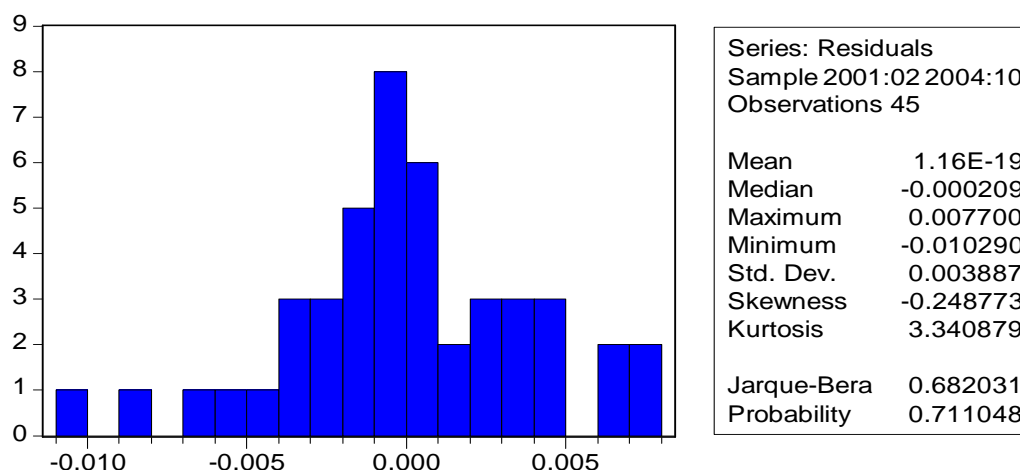


Grafico 11: Distribuzione dei residui

Dagli indici di Skewness e Kurtosis si desume che la distribuzione della serie dei residui è leggermente asimmetrica negativa e leggermente leptocurtica. Si ha un'alta probabilità (71%) di accettare l'ipotesi nulla di normalità della serie dei residui.

Test di Autocorrelazione

Il **correlogramma** dei residui presenta p-value molto elevati a conferma dell'ipotesi di incorrelazione dei residui già avvalorata dalla statistica DW.

Date: 05/30/06 Time: 15:12
 Sample: 2001:02 2004:10
 Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. * .	. * .	1	-0.071	-0.071	0.2407	0.624
. * .	. * .	2	-0.166	-0.172	1.5983	0.450
. .	. .	3	0.002	-0.025	1.5985	0.660
. * .	. * .	4	-0.076	-0.111	1.8998	0.754
. .	. .	5	0.015	-0.005	1.9115	0.861
. * .	. * .	6	-0.107	-0.146	2.5366	0.864
. * .	. * .	7	0.111	0.095	3.2272	0.863
. * .	. .	8	0.068	0.031	3.4944	0.900
. * .	. ** .	9	0.136	0.197	4.5857	0.869
. * .	. * .	10	0.104	0.145	5.2386	0.875

Tabella 9: Correlogramma dei residui

Test di White:

Con prodotti incrociati

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.764778	Probability	0.670910
Obs*R-squared	9.159348	Probability	0.607186

Senza prodotti incrociati

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.040549	Probability	0.459765
Obs*R-squared	20.90077	Probability	0.402994

Sia nel caso in cui il test è calcolato considerando solo le variabili e i quadrati, sia in quello in cui sono considerati anche i prodotti incrociati accetto l'ipotesi nulla di omoschedasticità dei residui; la loro varianza rimane costante nel tempo.

8. STIMA DEI DEPOSITI

Vengono ora stimate le equazioni per i depositi totali, i depositi in conto corrente e i depositi a risparmio. Viene seguito lo stesso procedimento adottato per stimare le equazioni degli impieghi.

8.1 DEPOSITI TOTALI

L'equazione di stima dei depositi totali con tutte le variabili esplicative è la seguente:

$$\begin{aligned} dl_dept = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot dl_depcc + \alpha_2 \cdot dl_depr + \alpha_3 \cdot d_euribor \\ & + \alpha_4 \cdot d_inf\ la + \alpha_5 \cdot d_inf\ lm + \alpha_6 \cdot d_rdep\ m \\ & + \alpha_7 \cdot d_rendiob + \alpha_8 \cdot d_tur + \alpha_9 \cdot dl_ipc \\ & + \alpha_{10} \cdot dl_ipisa + \alpha_{11} \cdot dl_ipp + \alpha_{12} \cdot dl_mibtel \\ & + \alpha_{13} \cdot dl_retribuz + \alpha_{14} \cdot d_bot12 + \alpha_{15} \cdot d_bot3 \\ & + \alpha_{16} \cdot d_bot6 + \alpha_{17} \cdot d_cambio + \alpha_{18} \cdot dl_impt \\ & + \alpha_{19} \cdot dl_dept_{t-1} + \alpha_{20} \cdot dl_depcc_{t-1} + \alpha_{21} \cdot dl_depr_{t-1} \\ & + \alpha_{22} \cdot d_euribor_{t-1} + \alpha_{23} \cdot d_inf\ la_{t-1} + \alpha_{24} \cdot d_inf\ lm_{t-1} \\ & + \alpha_{25} \cdot d_rdep\ m_{t-1} + \alpha_{26} \cdot d_rendiob_{t-1} + \alpha_{27} \cdot d_tur_{t-1} \\ & + \alpha_{28} \cdot dl_ipc_{t-1} + \alpha_{29} \cdot dl_ipi_{t-1} + \alpha_{30} \cdot dl_ipp_{t-1} \\ & + \alpha_{31} \cdot dl_mibtel_{t-1} + \alpha_{32} \cdot dl_retribuz_{t-1} + \alpha_{33} \cdot d_bot12_{t-1} \\ & + \alpha_{34} \cdot d_bot3_{t-1} + \alpha_{35} \cdot d_bot6_{t-1} + \alpha_{36} \cdot d_cambio_{t-1} \\ & + \alpha_{37} \cdot d_impt_{t-1} \end{aligned}$$

L'output di E-Views è rappresentato dalla tabella 10.

Dependent Variable: DL_DEPT

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2001:03 2004:12

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000787	0.000754	-1.043028	0.3274
DL_DEPCC	0.807667	0.022885	35.29292	0.0000
DL_DEPR	0.116448	0.019081	6.102766	0.0003
D_EURIBOR	-0.002269	0.004174	-0.543608	0.6015
D_INFLA	-0.004657	0.164898	-0.028244	0.9782
D_INFLM	-0.438996	0.441837	-0.993569	0.3495
D_RDEPM	-0.007957	0.006618	-1.202175	0.2637
D_RENDIOB	0.001139	0.002708	0.420840	0.6849
D_TUR	0.001904	0.002807	0.678168	0.5168
DL_IPC	0.004482	0.005233	0.856414	0.4167
DL_IPISA	-0.009067	0.017561	-0.516318	0.6196
DL_IPP	0.047645	0.086315	0.551991	0.5960
DL_MIBTEL	0.003376	0.004381	0.770500	0.4631
DL_RETRIBUZ	-0.015155	0.116204	-0.130415	0.8995
D_BOT12	0.002220	0.001459	1.521707	0.1666
D_BOT3	-0.003198	0.001997	-1.601114	0.1480
D_BOT6	0.002643	0.001880	1.406403	0.1972
D_CAMBIO	-0.007456	0.012566	-0.593334	0.5693
DL_IMPT	0.029204	0.032442	0.900173	0.3943
DL_DEPT(-1)	0.622681	0.362633	1.717110	0.1243
DL_DEPCC(-1)	-0.503518	0.292631	-1.720660	0.1236
DL_DEPR(-1)	-0.048268	0.047709	-1.011736	0.3413
D_EURIBOR(-1)	0.002924	0.003921	0.745783	0.4771
D_INFLA(-1)	0.036273	0.153381	0.236490	0.8190
D_INFLM(-1)	0.173600	0.208929	0.830907	0.4301
D_RDEPM(-1)	0.008162	0.007043	1.158902	0.2799
D_RENDIOB(-1)	-0.002877	0.002252	-1.277403	0.2373
D_TUR(-1)	-0.001628	0.002124	-0.766329	0.4655
DL_IPC(-1)	-0.005281	0.003748	-1.409192	0.1964
DL_IPISA(-1)	-0.003176	0.013631	-0.233030	0.8216
DL_IPP(-1)	-0.070848	0.078418	-0.903460	0.3927
DL_MIBTEL(-1)	0.002407	0.004760	0.505714	0.6267
DL_RETRIBUZ(-1)	0.165187	0.111368	1.483252	0.1763
D_BOT12(-1)	0.002760	0.001908	1.446710	0.1860
D_BOT3(-1)	-0.001773	0.002265	-0.782906	0.4562
D_BOT6(-1)	-0.000124	0.001924	-0.064659	0.9500
D_CAMBIO(-1)	0.011268	0.015149	0.743815	0.4783
DL_IMPT(-1)	-0.002252	0.036420	-0.061821	0.9522
R-squared	0.999791	Mean dependent var	0.005926	
Adjusted R-squared	0.998826	S.D. dependent var	0.020113	
S.E. of regression	0.000689	Akaike info criterion	-11.81941	
Sum squared resid	3.80E-06	Schwarz criterion	-10.30879	
Log likelihood	309.8464	F-statistic	1035.919	
Durbin-Watson stat	1.507556	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabella 10: Regressione iniziale dei depositi totali su tutte le variabili.

Data la forte correlazione tra depositi totali e depositi in conto corrente, stimo l'equazione senza far comparire questi ultimi in modo da cogliere con maggior chiarezza le altre variabili esplicative dei depositi totali.

La combinazione lineare delle variabili esplicative che produce la migliore approssimazione per i depositi totali logdifferenziati è la seguente:

$$dl_dept = \alpha_5 \cdot d_inf\ lm + \alpha_8 \cdot d_tur + \alpha_9 \cdot d_rdep\ m + \alpha_{18} \cdot dl_impt + \alpha_{40} \cdot d1201 + \alpha_{41} \cdot d4 + \alpha_{42} \cdot d9$$

Dependent Variable: DL_DEPT

Method: Least Squares

Date: 06/02/06 Time: 14:33

Sample(adjusted): 2001:01 2005:02

Included observations: 50 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DL_IMPT	0.489644	0.208883	2.344108	0.0238
D_TUR	-0.037126	0.018248	-2.034493	0.0481
D_RDEPM	0.090289	0.041184	2.192351	0.0338
D_INFLM	-4.772150	1.611904	-2.960568	0.0050
D1201	0.078640	0.004690	16.76873	0.0000
D4	0.013140	0.004091	3.211838	0.0025
D9	0.016869	0.004536	3.718653	0.0006
R-squared	0.666641	Mean dependent var		0.003977
Adjusted R-squared	0.620126	S.D. dependent var		0.021005
S.E. of regression	0.012946	Akaike info criterion		-5.726826
Sum squared resid	0.007207	Schwarz criterion		-5.459143
Log likelihood	150.1706	Durbin-Watson stat		2.033633

Tabella 11: Output di regressione dei depositi totali.

Dalla regressione risulta che una variazione dei depositi è data da una variazione del **volume degli impieghi**, all'aumentare degli impieghi corrisposti dalla banca a causa del moltiplicatore monetario si ha un aumento dei depositi; da una variazione del tasso **ufficiale di riferimento**, se il tasso aumenta diminuiscono i depositi; da una variazione del **tasso di interesse sui depositi**, all'aumentare del tasso si è più propensi a depositare denaro in banca; e dalla variazione dell'**inflazione mensile**, più aumenta l'inflazione meno denaro si ha a disposizione da depositare in banca.

Inoltre risultano significative anche la dummy che corrisponde al dicembre 2001 (**d1201**) che serve per lisciare un picco nei residui dovuto dalla successiva entrata dell'euro nel gennaio 2002; e le dummy stagionali di aprile, e settembre (**d4, d9**).

La stima è stata effettuata con la correzione di **Newey-West** che serve per correggere la stima nel caso in cui la serie dei residui presenti eteroschedasticità.

Il **coefficiente di determinazione** è pari a 0.66 il che significa che le variabili considerate spiegano ad un livello del 66% la dipendente.

La statistica **Durbin-Watson** assume valore "2.01", quindi accetto l'ipotesi di assenza di autocorrelazione dei residui.

8.1.1 Test sui residui

I **residui** del modello stimato sono riportati nel grafico 12:

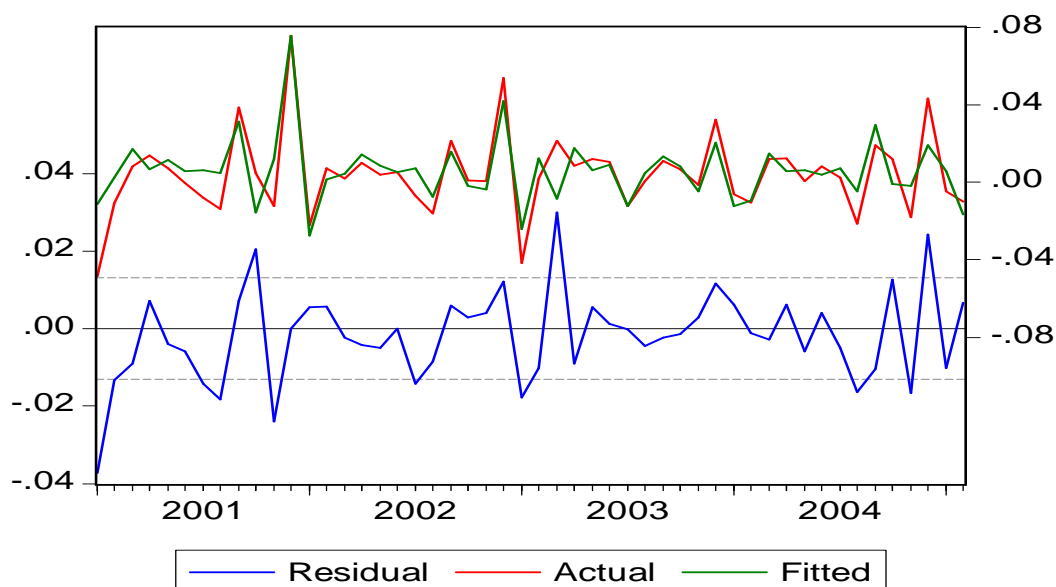


Grafico 12: rappresentazione dei residui dei depositi totali.

Test di normalità

Il grafico 13 riporta l'output del test di normalità dei residui.

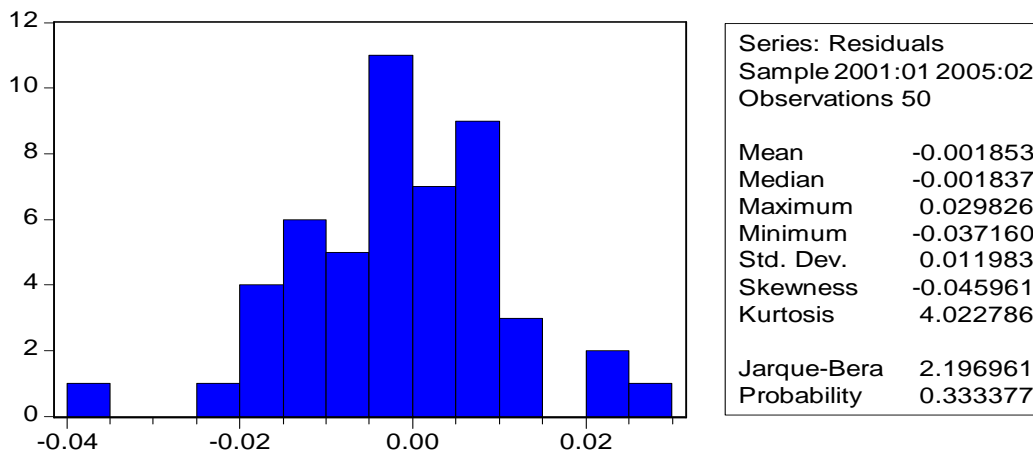


Grafico 13: distribuzione dei residui

Dall'indice di asimmetria si può notare che la distribuzione dei residui è simmetrica, l'indice infatti è praticamente zero; mentre è leptocurtica, l'indice di curtosi infatti è pari a 4, ben maggiore di 3.

In questo caso accetto con una probabilità del 33% l'ipotesi che i residui abbiano distribuzione normale.

Test di White

Senza prodotti incrociati

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	2.901226	Probability	0.007185
Obs*R-squared	22.82356	Probability	0.018715

Con prodotti incrociati

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	4.255122	Probability	0.000272
Obs*R-squared	39.50494	Probability	0.017452

Rifiuto l'ipotesi nulla di omoschedasticità. Gli errori sono eteroschedastici; non hanno varianza costante nel tempo.

Test di Autocorrelazione

Nella tabella 12 viene riportato il **correlogramma** dei residui che conferma la loro incorrelazione dato che i p-value sono maggiori di 0.05.

Date: 06/02/06 Time: 14:44
Sample: 2001:01 2005:02
Included observations: 50

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	-0.135	-0.135	0.9717	0.324
. .	. * .	2	-0.045	-0.065	1.0833	0.582
. .	. .	3	-0.013	-0.029	1.0922	0.779
. .	. .	4	0.004	-0.005	1.0931	0.895
. .	. .	5	0.019	0.017	1.1144	0.953
. *	. **	6	0.189	0.199	3.2310	0.779
. * .	. .	7	-0.089	-0.032	3.7131	0.812
. .	. .	8	-0.027	-0.023	3.7566	0.878
. .	. .	9	-0.019	-0.029	3.7798	0.925
. *	. .	10	0.073	0.061	4.1218	0.942

Tabella 12: correlogramma dei residui di depositi totali.

8.1.2 Consistenza della stima

Test di Sargan

Il risultato della regressione dei residui del modello stimato con le variabili strumentali sugli strumenti è dato dalla tabella 13.

Dependent Variable: RESID_DEPT
Method: Least Squares
Date: 06/16/06 Time: 15:01
Sample(adjusted): 2001:02 2004:12
Included observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DL_IPC	0.001516	0.039013	0.038849	0.9692
DL_IPP	-0.449638	0.703594	-0.639059	0.5269
DL_IPISA	-0.046199	0.094160	-0.490639	0.6267
D_RENDIOB	0.011829	0.020321	0.582102	0.5642
D_EURIBOR	-0.007476	0.021813	-0.342750	0.7338
D_BOT12	-0.000512	0.011511	-0.044524	0.9647
D_BOT6	-0.005958	0.011491	-0.518504	0.6074
D_BOT3	0.012494	0.012791	0.976778	0.3354
DL_MIBTEL	0.003665	0.039161	0.093590	0.9260
D_CAMBIO	-0.000133	0.096795	-0.001372	0.9989
D_INFLA	1.170838	1.834816	0.638123	0.5275
DL_RETRIBUZ	0.098538	0.769518	0.128052	0.8988
R-squared	0.063225	Mean dependent var	-0.001309	
Adjusted R-squared	-0.231190	S.D. dependent var	0.011981	
S.E. of regression	0.013294	Akaike info criterion	-5.587149	
Sum squared resid	0.006186	Schwarz criterion	-5.114771	
Log likelihood	143.2980	Durbin-Watson stat	2.291354	

Tabella 13: regressione dei residui sulle variabili strumentali.

Moltiplico l' R^2 per la numerosità del campione e ottengo

$$N R^2 = 47 * 0.063225 = 2.971575$$

Che sotto H_0 si distribuisce come un χ^2 con numero di gradi di libertà pari al numero degli strumenti meno il numero delle esplicative. Gli strumenti sono 12, mentre le esplicative sono 7, perciò i gradi di libertà sono $12 - 7 = 5$.

Il p-value del test è di 0.7043683, maggiore di 0.05 (livello di significatività scelto), quindi l'ipotesi nulla di validità degli strumenti è accettata.

Test F

Le variabili esogene su cui viene calcolato il test F per verificare che gli strumenti sono informativi sono gli impieghi totali e il rendimento dei depositi.

Dependent Variable: DL_IMPT	
F-statistic	0.624851
Prob(F-statistic)	0.806174

Dependent Variable: D_RDEPM	
F-statistic	5.975615
Prob(F-statistic)	0.000018

Nel primo caso si accetta l'ipotesi nulla: gli strumenti non sono informativi, mentre nel secondo rifiuto l'ipotesi nulla, il che sta a indicare che gli strumenti sono informativi.

Test di Hausman

Procedo dunque con il calcolo del test di Hausman. Inserisco nella stima OLS della dei depositi totali solo i residui della regressione del rendimento dei depositi sugli strumenti in quanto per gli impieghi gli strumenti non sono informativi.

La stima del coefficiente dei residui è 0.038925 e il suo p-value è 0.5558. Perciò viene accettata l'ipotesi nulla di consistenza della stima OLS. Non sono necessarie le variabili strumentali nella stima dei depositi totali.

8.2. DEPOSITI IN CONTO CORRENTE

Per quanto riguarda i **depositi in conto corrente** la combinazione lineare delle variabili esplicative che produce la migliore approssimazione è la seguente:

$$dl_depcc = \alpha_0 + \alpha_5 \cdot d_inflm + \alpha_9 \cdot dl_ipc + \alpha_{10} \cdot dl_ipisa + \alpha_{13} \cdot dl_retribuz + \alpha_{40} \cdot d1201 + \alpha_{41} \cdot d12$$

Dependent Variable: DL_DEPCC

Method: Least Squares

Date: 05/28/06 Time: 16:51

Sample(adjusted): 2001:02 2005:02

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007472	0.002786	2.682013	0.0104
DL_IPC	0.089635	0.043021	2.083537	0.0433
DL_IPISA	-0.339094	0.092690	-3.658348	0.0007
DL_RETRIBUZ	-1.985594	0.825114	-2.406448	0.0206
D_INFLM	-6.107003	1.631045	-3.744228	0.0005
D1201	0.047466	0.016447	2.886003	0.0061
D12	0.036617	0.009047	4.047289	0.0002
R-squared	0.698551	Mean dependent var		0.006683
Adjusted R-squared	0.655487	S.D. dependent var		0.023451
S.E. of regression	0.013764	Akaike info criterion		-5.601895
Sum squared resid	0.007957	Schwarz criterion		-5.331635
Log likelihood	144.2464	F-statistic		16.22117
Durbin-Watson stat	2.238001	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabella 14: Output di regressione dei depositi totali.

La variazione logaritmica dei depositi in conto corrente dipende da una costante; dalla variazione percentuale **dell'indice dei prezzi al consumo**; dall'**indice della produzione industriale** destagionalizzato, dalla variazione percentuale della **retribuzione** e dall'**inflazione mensile**. Risultano inoltre significative la dummy di stagionalità per il mese di dicembre, dovuta dal fatto che a dicembre i lavoratori ricevono la tredicesima; e una dummy che si riferisce al dicembre 2001 (**D1201**).

I dati si adattano abbastanza bene al risultato; l'**R²** è pari allo 0.6985, l'**R²** aggiustato allo 0.655.

La statistica **Durbin-Watson** è poco più di 2, quindi si accetta l'ipotesi di in correlazione dei residui.

8.2.1 Test sui residui

I **residui** del modello sono riportati nella tabella 14 e vanno da -0.04 a +0.04.

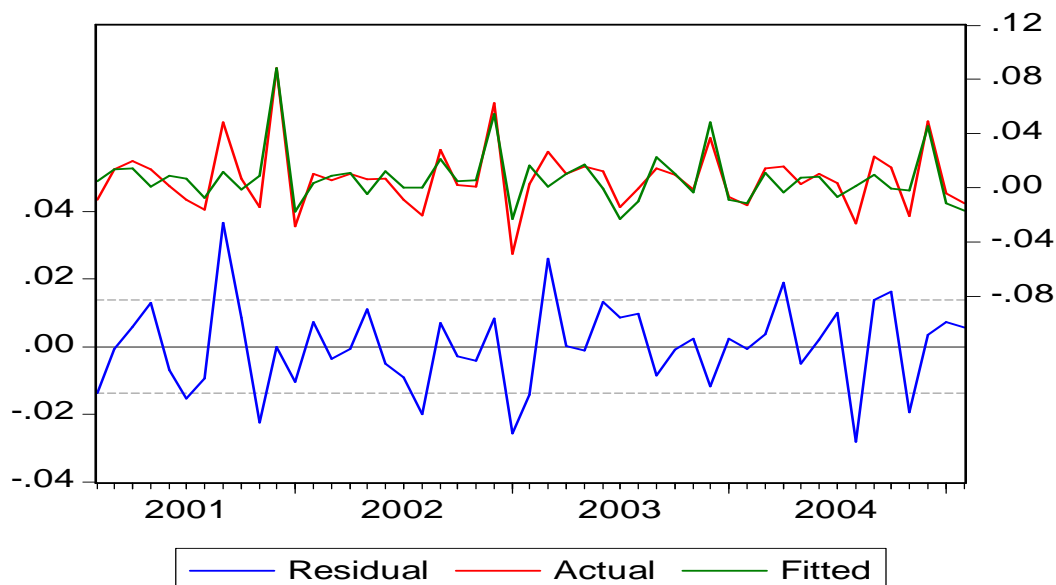


Grafico 14: rappresentazione dei residui dei depositi totali.

Test di Normalità

Il **Test di normalità** dei residui dell'equazione stimata è riportato nel grafico 15.

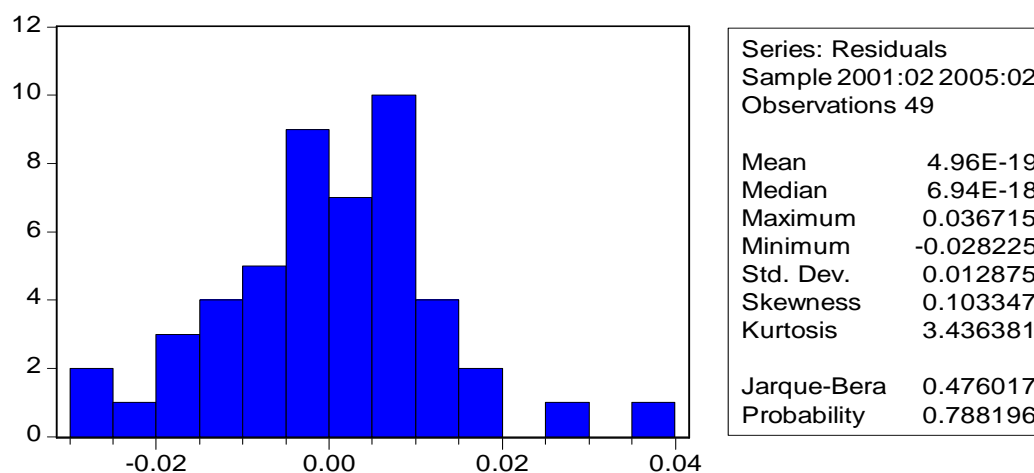


Grafico 15: distribuzione dei residui

La distribuzione dei residui si presenta leggermente asimmetrica positiva e leggermente leptocurtica, ma i valori assunti dagli indici sono molto vicini a quelli di una normale, infatti si ha una probabilità di quasi l'80% di accettare l'ipotesi di normalità dei residui.

Test di Autocorrelazione

Il **correlogramma** dei residui è riportato nella tabella 10. Viene confermata l'incorrelazione dei residui anche se il secondo ritardo esce leggermente dalle bande, l'ipotesi è comunque accettata ad un livello del 1%.

Date: 05/29/06 Time: 15:45
 Sample: 2001:02 2005:02
 Included observations: 49

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	-0.133	-0.133	0.9145	0.339
*** .	*** .	2	-0.372	-0.396	8.2639	0.016
. * .	. .	3	0.133	0.015	9.2312	0.026
. * .	. ** .	4	-0.093	-0.257	9.7071	0.046
. * .	. * .	5	0.142	0.188	10.845	0.055
. .	. * .	6	-0.021	-0.155	10.872	0.092
. * .	. .	7	-0.128	0.045	11.842	0.106
. * .	. * .	8	0.085	-0.073	12.288	0.139
. .	. .	9	-0.011	0.032	12.296	0.197
. .	. * .	10	-0.027	-0.072	12.342	0.263

Tabella 15: correlogramma dei residui di depositi totali.

Test di White:

Senza prodotti incrociati

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.698230	Probability	0.719855
Obs*R-squared	7.605937	Probability	0.667267

Con i prodotti incrociati

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.957051	Probability	0.526893
Obs*R-squared	17.87368	Probability	0.464003

Viene accettata l'ipotesi di omoschedasticità dei residui in entrambi i casi, sia se il test è stato effettuato con i prodotti incrociati che non.

8.2.2. Consistenza della stima

Test di Sargan

Il risultato della regressione dei residui del modello stimato con le variabili strumentali riporta un R^2 pari a 0.178376. La numerosità del campione è 47, perciò il test presenta il seguente risultato.

$$47 * 0.178376 = 8.383672$$

Che sotto H_0 si distribuisce come un χ^2 . Gli strumenti sono 11, mentre le esplicative sono 6, perciò i gradi di libertà sono $11 - 6 = 5$

Il p-value del test è 0.13632, quindi accetto l'ipotesi nulla di validità degli strumenti.

Test F

Anche in questo caso le variabili esogene su cui viene calcolato il test F per verificare che gli strumenti sono informativi sono gli impieghi totali e il rendimento dei depositi.

Dependent Variable: DL_IMPT	
F-statistic	1.001901
Prob(F-statistic)	0.459785

Dependent Variable: D_RDEPM	
F-statistic	5.685804
Prob(F-statistic)	0.000041

Nel primo caso si accetta l'ipotesi nulla: gli strumenti non sono significativi; mentre nel secondo caso l'ipotesi nulla è rifiutata, il che sta a indicare che gli strumenti sono informativi.

Test di Hausman

Procedo dunque con il calcolo del test di Hausman considerando solo i residui della regressione del rendimento dei depositi sugli strumenti.

La stima del coefficiente dei residui è 0.091101e il suo p-value è 0.1985. Perciò viene accettata l'ipotesi nulla di consistenza della stima OLS. Non sono necessarie le variabili strumentali nella stima dei depositi totali.

8.3. DEPOSITI A RISPARMIO

Per quanto riguarda i **depositi a risparmio** la combinazione lineare delle variabili esplicative che produce la migliore approssimazione è la seguente:

$$dl_depr = \alpha_{10} * dl_ipisa + \alpha_{18} * dl_impt + \alpha_{40} * d1201 + \alpha_{41} * d402 + \alpha_{42} * d5 + \alpha_{43} * d10 + \alpha_{44} * t + \alpha_{45} * t^2 + \alpha_{46} * t^3$$

Dependent Variable: DL_DEPR

Method: Least Squares

Date: 06/08/06 Time: 13:29

Sample(adjusted): 2001:01 2006:01

Included observations: 61 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DL_IPISA	0.069045	0.032380	2.132354	0.0377
DL_IMPT	0.315858	0.124593	2.535126	0.0143
D1201	0.040941	0.007292	5.614320	0.0000
D402	0.028309	0.007237	3.911674	0.0003
D5	-0.009641	0.003338	-2.888309	0.0056
D10	-0.006727	0.003334	-2.017587	0.0488
T	-0.001995	0.000547	-3.646113	0.0006
T^2	2.44E-05	6.74E-06	3.621150	0.0007
T^3	-7.34E-08	2.06E-08	-3.572400	0.0008
R-squared	0.617825	Mean dependent var		0.002470
Adjusted R-squared	0.559029	S.D. dependent var		0.010659
S.E. of regression	0.007078	Akaike info criterion		-6.928196
Sum squared resid	0.002605	Schwarz criterion		-6.616755
Log likelihood	220.3100	Durbin-Watson stat		2.150605

Tabella 16: Output di regressione sui depositi a risparmio

La differenza logaritmica dei depositi a risparmio risulta di più difficile stima.

Un aumento dei depositi a risparmio è data da un aumento dell'**indice della produzione industriale** destagionalizzata; e da una aumento degli **impieghi totali**.

Sono inoltre significative le dummy che caratterizzano il mese di dicembre 2001 (**d1201**) e aprile 2002; e le dummy stagionali che si riferisce ai mesi di maggio e ottobre. La serie presenta anche un trend cubico.

Come si può notare dall' R^2 , pari a 0.61, la variabile depositi a risparmio è spiegata abbastanza bene dalle esplicative prese in considerazione.

La statistica **Durbin-Watson** accetta l'ipotesi nulla di non correlazione dei residui.

8.3.1. Test sui residui

Il grafico 16 riporta la rappresentazione dei residui che hanno un range da -0.02 a +0.02.

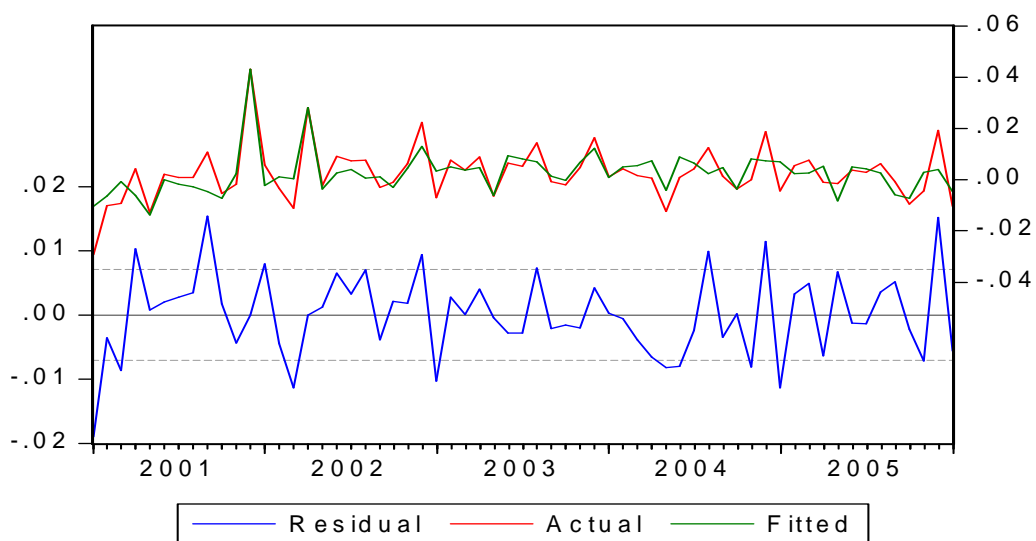


Grafico 16: rappresentazione dei residui dei depositi totali.

Test di normalità

Nel grafico 17 viene riportato il test di normalità effettuato sulla serie dei residui.

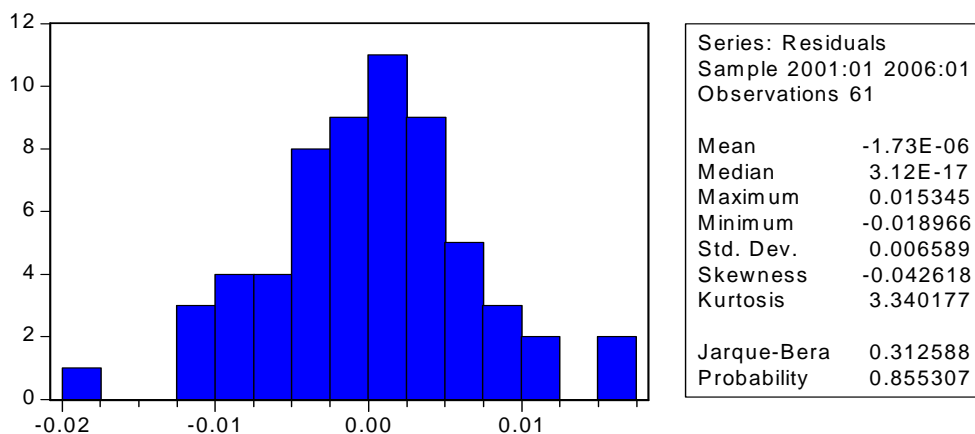


Grafico 17: distribuzione dei residui

La distribuzione è simmetrica e leggermente leptocurtica. L'indice di Jarque-Bera accetta l'ipotesi nulla di normalità dei residui con una probabilità del 85%.

Test di Autocorrelazione

Il **Correlogramma** dei residui è riportato dalla tabella 12. Il test Ljung-Box accetta l'indipendenza dei residui del modello.

Date: 06/08/06 Time: 13:38

Sample: 2001:01 2006:01

Included observations: 61

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.150	-0.150	1.4483	0.229
. .	. .	2 0.052	0.030	1.6266	0.443
. * .	. * .	3 -0.101	-0.091	2.3007	0.512
. *	. *	4 0.119	0.093	3.2523	0.517
. .	. .	5 -0.036	0.000	3.3402	0.648
. * .	. * .	6 -0.115	-0.140	4.2590	0.642
. .	. * .	7 -0.054	-0.072	4.4637	0.725
. * .	** .	8 -0.165	-0.200	6.4267	0.600
. *	. .	9 0.077	0.010	6.8604	0.652
. *	. *	10 0.081	0.132	7.3592	0.691

Tabella 17: correlogramma dei residui di depositi totali.

Test di White:

Senza prodotti incrociati

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.457723	Probability	0.173824
Obs*R-squared	16.29271	Probability	0.178194

Con prodotti incrociati

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	2.267132	Probability	0.013346
Obs*R-squared	40.55586	Probability	0.058949

L'ipotesi di omoschedasticità degli errori è accettata solo nel caso in cui il test è calcolato non prendendo in considerazione anche i prodotti incrociati. Invece è rifiutato se si considerano anche i prodotti incrociati.

8.3.2. Consistenza della stima

Test di Sargan

Il risultato della regressione dei residui del modello stimato con le variabili strumentali riporta un R^2 pari a 0.067116. La numerosità del campione è 47, perciò il test presenta il seguente risultato.

$$47 * 0.067116 = 2.995216$$

Che sotto H_0 si distribuisce come un χ^2 . Gli strumenti sono 13, mentre le esplicative sono 9, perciò i gradi di libertà $13 - 9 = 4$

Il p-value del test è 0.5586263, quindi accetto l'ipotesi nulla di validità degli strumenti.

Test F

Dependent Variable: DL_IMPT	
F-statistic	0.937223
Prob(F-statistic)	0.527945

Dependent Variable: D_RDEPM	
F-statistic	5.784460
Prob(F-statistic)	0.000022

Nel primo caso accetto l'ipotesi nulla, gli strumenti, quindi, non sono informativi. Nel secondo caso invece rifiuto l'ipotesi nulla il che sta a indicare che gli strumenti sono informativi.

Test di Hausman

Viene quindi calcolato del test di Hausman considerando solo i residui della regressione del rendimento dei depositi sugli strumenti.

La stima del coefficiente dei residui è 0.084942 e il suo p-value è 0.0146. Perciò viene accettata l'ipotesi nulla di consistenza della stima OLS. Non sono necessarie le variabili strumentali nella stima dei depositi totali.

L'ipotesi nulla di consistenza della stima OLS è accettata a livello di significatività dell'1%.

9. CONCLUSIONI

Le equazioni stimate si possono considerare soddisfacenti. Gli stessi test di corretta specificazione, a cui è sottoposta ogni equazione al fine di valutarne la consistenza lo confermano.

Sebbene gli strumenti nella maggior parte dei casi risultino essere informativi e validi, la stima OLS, come è stato verificato dal test di Hausman è comunque consistente. Non servono le variabili strumentali nella stima delle dipendenti.

Queste equazioni formeranno, insieme a molte altre, il modello del M.E.F.I.M. che ha come scopo quello di studiare la situazione economico-finanziaria dei paesi considerati esaminando le variazioni dei principali indici, confrontandola anche con le variazioni precedenti in modo da prevedere l'andamento futuro e la situazione generale che si prospetterà, cercando di intuire le decisioni delle autorità monetarie per quanto concerne i tassi d'interesse, che variando, modificheranno la situazione economico-finanziaria.

Riferimenti bibliografici

N. Cappuccio e R. Orsi (2005), "Econometria", Il Mulino

Appunti di Econometria, prof. G. Weber, Università degli Studi di Padova, A.A. 2004-2005

Materiale fornito da GRETA riguardante il M.E.F.I.M.

Sito dell'ISTAT www.istat.it

Sito della Banca d'Italia www.bancaditalia.it