



UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA

FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE

CORSO DI LAUREA IN

STATISTICA ECONOMIA E FINANZA

TESI DI LAUREA:

**Determinanti del tasso di cambio Euro/Dollaro: una
verifica empirica**

RELATORE: Prof. Efrem Castelnuovo

LAUREANDO: Davide Masiero

Matricola: 578197 – SEF

Anno Accademico 2011/2012

Indice

| | |
|--|----|
| Introduzione | 3 |
| Capitolo Primo | |
| 1.1 Il tasso di cambio nominale euro/dollaro..... | 6 |
| 1.2 I dati..... | 6 |
| 1.3 Analisi delle serie storiche delle singole variabili..... | 7 |
| 1.4 I test..... | 13 |
| Capitolo secondo | |
| 2.1 Stima con i minimi quadrati ordinari..... | 16 |
| 2.2 La consistenza delle stime..... | 18 |
| 2.3 Il modello stimato con l'intero data set di dati..... | 21 |
| 2.4 Analisi diagnostica del modello | 22 |
| 2.5 Interpretazione dei risultati del modello..... | 25 |
| Capitolo terzo | |
| 3.1 La presenza di multicollinearità..... | 28 |
| Capitolo quarto | |
| 4.1 Il modello privato del periodo di crisi contemporanea..... | 31 |
| 4.2 Analisi diagnostica..... | 37 |
| 4.3 Interpretazione economica dei risultati..... | 40 |
| 4.4 Analisi del coefficiente della variabile inflazione del resto del mondo..... | 42 |
| Capitolo 5 | |
| 5.1 Il modello per la variazione del tasso di cambio nominale euro/dollaro..... | 48 |
| 5.2 Analisi diagnostica..... | 50 |
| 5.3 Interpretazione economica dei risultati..... | 53 |
| Conclusioni | 54 |
| Bibliografia | 57 |
| Sitografia | 57 |

Introduzione

Nel campo dell'economia e della finanza il tasso di cambio è uno tra gli indici più importanti, a cui gli esperti pongono molta attenzione.

Bisogna innanzitutto precisare la differenza tra tasso di cambio nominale e reale.

Il primo esprime il valore di una unità di valuta in termini di un'altra valuta. Se diciamo quindi, come esempio, che il tasso di cambio nominale euro\dollaro è pari a 1.30 significa che per acquistare un euro ci servono 1.30 dollari nel mercato delle valute.

Il tasso di cambio reale invece esprime il tasso al quale è possibile acquistare beni o servizi prodotti in un paese in termini di beni o servizi di un diverso paese. Perciò si può interpretare come il prezzo vero e proprio di un bene o servizio di una nazione in termini di un'altra in cui vi è una valuta diversa.

Il tasso di cambio ha un ruolo fondamentale nel campo dell'economia internazionale ed il suo valore ha un potere tale da influenzare le decisioni e le strategie commerciali dei vari paesi. Infatti se in una nazione si registra una crescita del tasso di cambio nominale si avrà un apprezzamento della valuta nazionale e, se i livelli dei prezzi non subiscono variazioni, come conseguenza in tale stato, si verificherà una maggiore propensione all'importazione, poiché i beni e servizi risulteranno meno costosi. Tale situazione inoltre ha come conseguenza lo scoraggiamento delle esportazioni nazionali, poiché ovviamente quest'ultime diventeranno più costose per gli altri stati.

Oltre che nel commercio il tasso di cambio ha un ruolo fondamentale nel determinare strategie di investimento e guadagno nei mercati finanziari, come ad esempio l'acquisto o la vendita di buoni del tesoro stranieri o nazionali.

Inoltre il valore del tasso di cambio nominale diventa fondamentale in attività speculative sui cambi che consistono nell'acquisto o nella vendita di valute, col solo fine di ottenere un guadagno attraverso un'eventuale variazione dei tassi di cambio nel tempo.

I fattori che determinano il valore del tasso di cambio sono molteplici e per lo più collegati al rapporto commerciale tra due paesi.

In questa tesi si cerca di capire quali siano le variabili collegate al tasso di cambio e in che maniera quest'ultime ne influenzino il valore.

A tal fine, si stimerà un modello con il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS), assicurandoci in primo luogo dell'affidabilità dei risultati ottenuti attraverso una diagnostica specifica. Successivamente si cercherà di ottenere il modello più parsimonioso possibile che evidenzi quali siano le variabili esplicative maggiormente significative e il loro apporto nella determinazione del tasso di cambio nominale euro/dollaro.

In questo lavoro si terrà conto anche di analizzare se la crisi economica attuale, iniziata nel terzo trimestre 2008, ha influenzato i risultati del modello precedente. Per far ciò si stimerà un modello lineare con il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS) in cui il data set di dati viene privato del periodo di crisi.

Inoltre si proporrà un successivo modello in cui la variabile risposta sarà la variazione del tasso di cambio nominale euro/dollaro. Questo sarà utile perché in tal

modo si evidenzierà il singolo contributo apportato da ogni variabile esplicativa nei confronti della variazione della variabile risposta usata nei precedenti modelli. In questo modo si potrà avere un'ulteriore conferma sulla coerenza dei risultati ottenuti nei modelli precedenti.

Capitolo primo

1.1 Il tasso di cambio nominale euro/dollaro

Il tasso di cambio che viene analizzato nei vari modelli lineari proposti in questo lavoro è il tasso di cambio nominale euro/dollaro. Esso rappresenta il prezzo vero e proprio di un euro espresso in dollari.

Il valore del tasso di cambio è variabile nel tempo. Il nostro scopo è quello di capire come e quali siano le determinanti che influenzano maggiormente il suo valore. Le variabili macroeconomiche più correlate al tasso di cambio euro/dollaro e quindi, quelle che lo potrebbero maggiormente influenzare, sono il tasso di interesse a breve termine europeo, il tasso di interesse a breve termine del resto del mondo, l'inflazione europea e l'inflazione del resto del mondo.

1.2 I dati

La serie storica del tasso di cambio nominale euro/dollaro è stata scaricata dal sito economic research federal reserve bank of St.Louis dove si possono trovare i dati mensili dal 1 gennaio 1999 al 1 ottobre 2011. Poiché si aveva la necessità che i dati fossero trimestrali per trovare tali valori si è fatta la media aritmetica dei rispettivi tre mesi che componevano i vari trimestri del periodo preso in considerazione.

Ecco un esempio che può chiarire tale concetto:

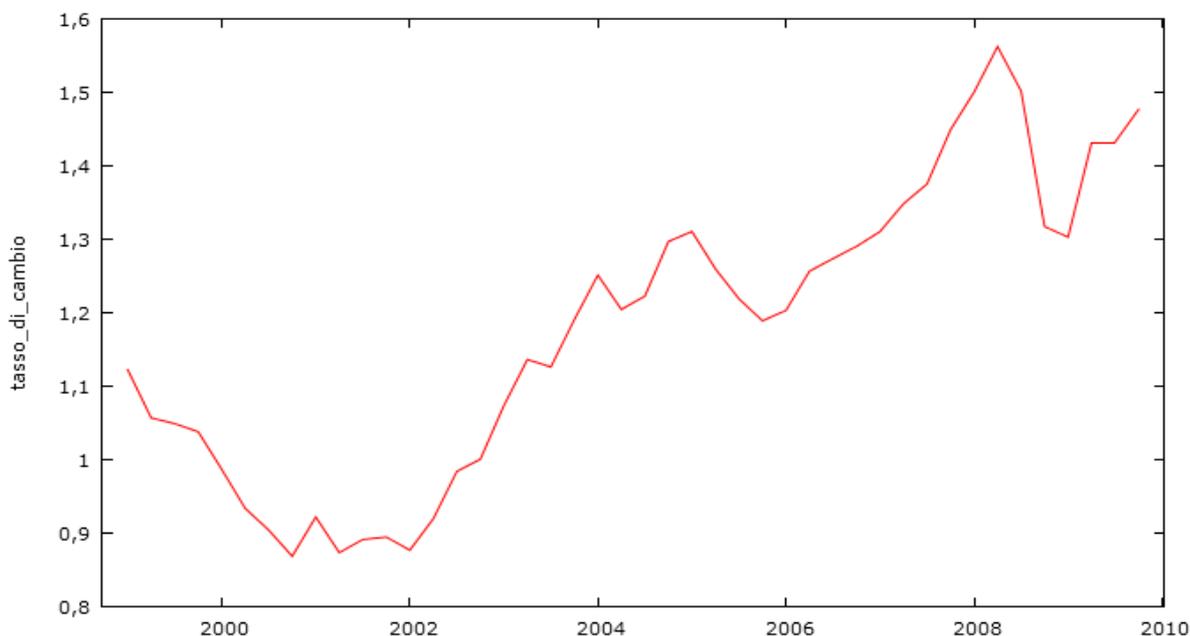
TASSO DI CAMBIO euro/dollaro 1° trimestre 1999 = (gennaio 1999 + febbraio 1999 + marzo 1999)/3

Le serie storiche delle variabili esplicative invece sono già scaricabili trimestralmente. I dati del tasso di interesse a breve termine europeo e dell'inflazione europea però sono scaricabili fino al quarto trimestre 2009.

Per questo motivo l'intervallo complessivo di dati su cui si compierà l'analisi va dal 1° trimestre 1999 al 4° trimestre 2009.

1.3 Analisi delle serie storiche delle singole variabili presenti nel modello

Si propone ora il grafico della serie storica del tasso di cambio nominale euro/dollaro.



Dall'andamento si può ipotizzare che la serie non sia stazionaria e dal 2002 ha un andamento crescente fino al 2° trimestre 2008, punto in cui si registra un picco con

valore 1.5623, successivamente invece si nota un calo che arriva a toccare il valore di 1.3030. Questa variazione può essere motivata dal fatto che proprio a partire da quella data inizia il periodo di crisi in cui stiamo tuttora vivendo.

Riportiamo di seguito anche le statistiche descrittive per la variabile tasso di cambio euro/dollaro:

| | |
|-------------------------|-----------|
| Media | 1,1781 |
| Mediana | 1,2038 |
| Minimo | 0,86867 |
| Massimo | 1,5623 |
| Scarto quadratico medio | 0,20048 |
| Coeff. di variazione | 0,17017 |
| Asimmetria | 0,0056012 |
| Curtosi | -1,0675 |

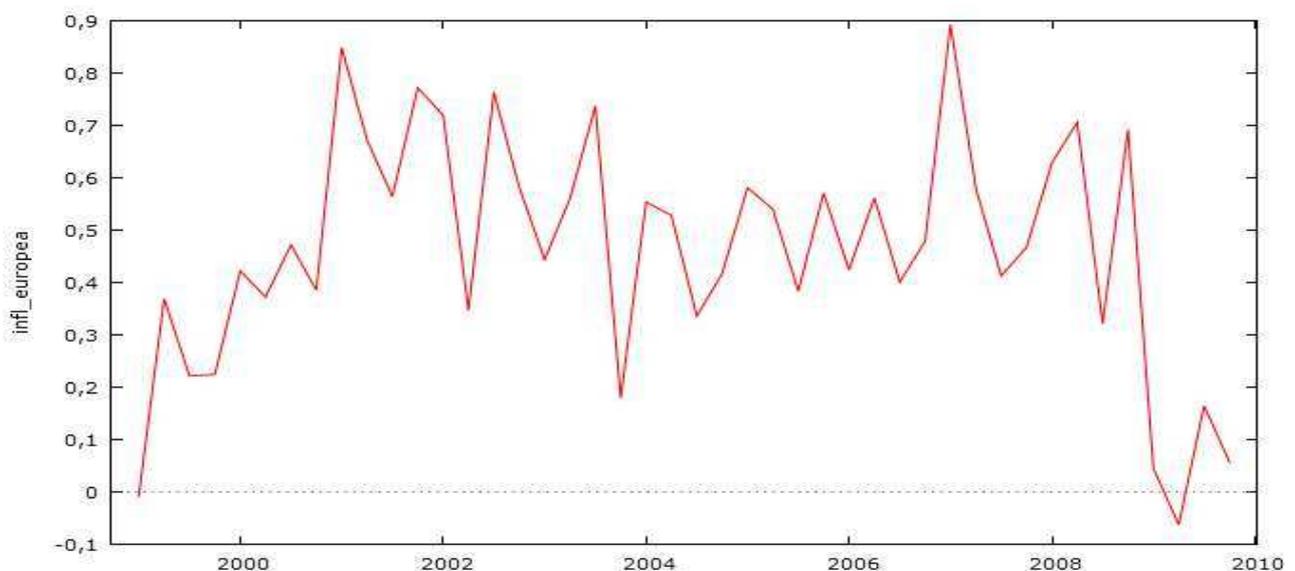
Attraverso un test T osserviamo se la media è significamente diversa da zero:

$$T_{oss} : 1.1781/0.20048=5.876397$$

$$p\text{-value}= 4.192921e-09$$

E' evidente che il test rifiuta l'ipotesi nulla anche con un livello di significatività dell'1%. Perciò la media è significativamente diversa da zero.

Si presenta ora il grafico della serie storica dell'inflazione europea.



Il grafico evidenzia una serie storica con andamento crescente fino al 1° trimestre

2001, successivamente prosegue stabilmente con oscillazioni pressoché simili fino al 4° trimestre 2008, data dopo la quale, si registra un calo drastico fino a toccare il minimo, pari a -0.0623 nel 2° trimestre 2009. In questa serie sembra evidente l'influenza della crisi.

Riportiamo ora le statistiche descrittive per la variabile inflazione europea.

| | |
|-------------------------|-----------|
| Media | 0,46205 |
| Mediana | 0,46961 |
| Minimo | -0,062349 |
| Massimo | 0,89267 |
| Scarto quadratico medio | 0,22401 |
| Coeff. di variazione | 0,48481 |
| Asimmetria | -0,39448 |
| Curtosi | -0,18279 |

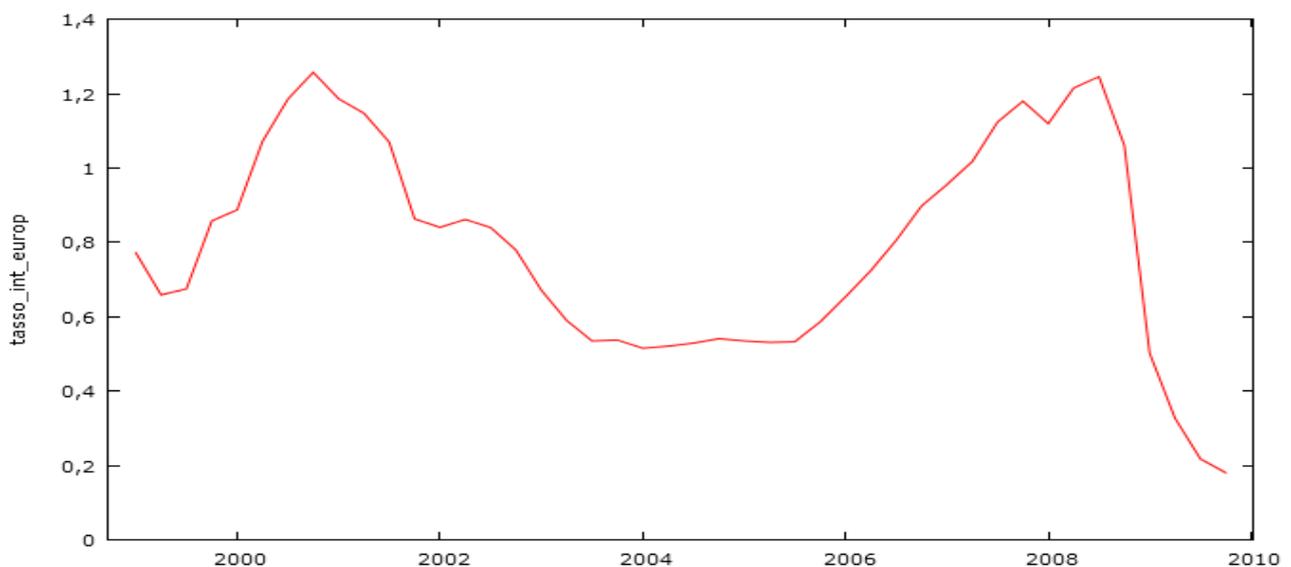
Osserviamo se la media è significativamente diversa da zero attraverso un test T:

$$T_{\text{oss}} : 0.46205/0.22401 = 2.062631$$

$$p\text{-value} = 0.0391477$$

Il test rifiuta l'ipotesi nulla ad un livello di significatività del 5%. Perciò la media si può considerare diversa da zero.

Si riporta ora il grafico della serie storica del tasso di interesse europeo di breve periodo.



Anche questo grafico sembra non essere stazionario e quello che si nota è che anche in questa serie storica sembra evidente l'influenza della crisi. Infatti dal 3° trimestre 2008 è evidente una diminuzione del valore della variabile in considerazione, che da 1.2454 continua a scendere fino 0.1805.

Si riportano ora le statistiche descrittive di tale variabile:

| | |
|-------------------------|-----------|
| Media | 0,79083 |
| Mediana | 0,79221 |
| Minimo | 0,18050 |
| Massimo | 1,2570 |
| Scarto quadratico medio | 0,28609 |
| Coeff. di variazione | 0,36175 |
| Asimmetria | -0,070471 |
| Curtosi | -0,86695 |

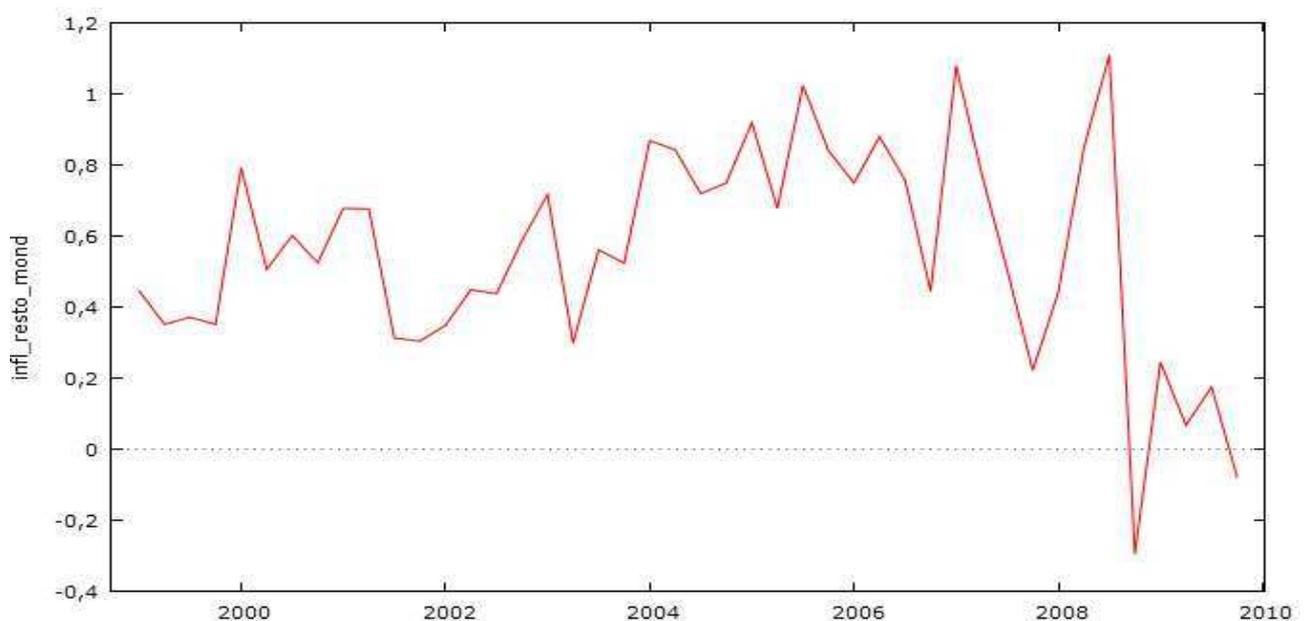
Osserviamo se la media è significativamente diversa da zero attraverso un test T:

$$T_{\text{oss}} : 0.79083/0.28609=2.76427$$

$$p\text{-value}=0.005705031$$

Il test rifiuta l'ipotesi nulla con un livello di significatività dell'1%. Perciò la media è significativamente diversa da zero.

Si presenta ora il grafico della variabile inflazione del resto del mondo:



Dal grafico si nota che la serie storica ha un andamento che alterna fasi di recessione con fasi di crescita fino al 3° trimestre 2008, per subire poi un crollo nel periodo successivo, fino a toccare valori persino negativi, a dimostrazione del fatto che anche questa variabile risente degli effetti della crisi.

Si riportano ora le statistiche descrittive di tale variabile:

| | |
|-------------------------|----------|
| Media | 0,55474 |
| Mediana | 0,54325 |
| Minimo | -0,29531 |
| Massimo | 1,1099 |
| Scarto quadratico medio | 0,29879 |
| Coeff. di variazione | 0,53863 |
| Asimmetria | -0,46128 |
| Curtosi | 0,25394 |

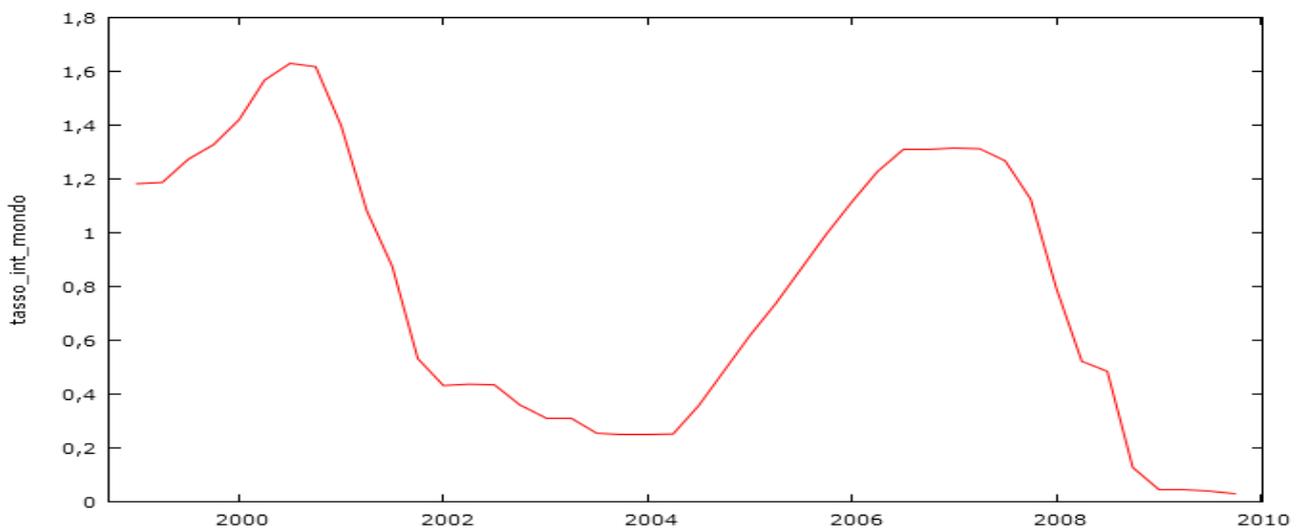
Attraverso un test T osserviamo se la media è significamente diversa da zero:

$$T_{\text{oss}} : 0.55474/0.29879=1.856622$$

$$p\text{-value}=0.06336495$$

Il test non rifiuta l'ipotesi nulla con un livello di significatività del 5%. Perciò la media può considerarsi uguale a zero. Tale ipotesi però non può essere accettata ad un livello di significatività del 10%.

Si riporta ora il grafico dell'ultima variabile presa in considerazione il tasso di interesse del resto del mondo:



Dal grafico si nota un primo periodo di crescita che culmina nel 2° trimestre 2001 seguito da una variazione negativa. Successivamente dal 1° trimestre 2004 si nota un'ulteriore crescita che continua fino al periodo in cui inizia la crisi. Infatti anche in questo grafico l'influenza di quest'ultima sembra evidente. Già dal primo trimestre 2008 si nota un progressivo declino che continua fino alla fine dell'intervallo temporale considerato.

Si riportano ora le statistiche descrittive del tasso di interesse del resto del mondo:

| | |
|-------------------------|----------|
| Media | 0,78466 |
| Mediana | 0,76500 |
| Minimo | 0,030000 |
| Massimo | 1,6300 |
| Scarto quadratico medio | 0,50288 |
| Coeff. di variazione | 0,64089 |
| Asimmetria | 0,060797 |
| Curtosi | -1,4071 |

Attraverso un test T osserviamo se la media è significamente diversa da zero:

$$T_{oss} : 0.78466/0.50288=1.560332$$

$$p\text{-value}=0.06336495$$

Il test, con un livello di significatività del 5%, non rifiuta l'ipotesi nulla. Perciò la media può considerarsi uguale a zero.

1.4 I test

Ora verrà fatta una digressione sulla specificazione dei test usati in questo elaborato ai fini di chiarire gli output che si presenteranno.

Come spiegato da Marno Verbeek in "Econometria" (2006) e da Tommaso Di Fonzo, Francesco Lisi in "Serie Storiche Economiche" (2009) la specificazione dei test utilizzati di seguito è la seguente:

- Test di normalità dei residui (test di Jarque-Bera): $\xi = N \left[\frac{1}{6} \left(\frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \widehat{\varepsilon}_i^3}{\widehat{\sigma}^3} \right)^2 + \frac{1}{24} \left(\frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \widehat{\varepsilon}_i^4}{\widehat{\sigma}^4 - 3} \right)^2 \right]$. Sotto l'ipotesi nulla, la statistica test ha una distribuzione asintotica chi quadrato con due gradi di libertà.
- Test di White: richiede di calcolare N volte R^2 della regressione di e_t^2 su una costante e tutti (purché unici) i momenti del primo, del secondo ordine, e i momenti incrociati dei regressori originari. La statistica test ha una distribuzione asintotica chi quadro con P gradi di libertà, dove P è il numero di regressori nella regressione ausiliaria, escludendo l'intercetta. Il test ha come ipotesi nulla l'assenza di eteroschedasticità.
- Test di Breusch e Godfrey: regredire i residui OLS e_t su costante, X_t , e_{t-1} , e_{t-2} , ..., e_{t-A} . $(T-A)R^2 \sim \chi_A^2$, dove t è il numero di osservazioni e A è il lag temporale per il quale si vuole verificare l'assenza di autocorrelazione.
- Test di Ljung-Box: $Q(m) = n(n+2) \sum_{k=1}^m \widehat{\rho}_k^2 \frac{1}{n-k}$, dove m è il numero di autocorrelazioni prese in esame. $Q(m)$ si distribuisce approssimativamente come un χ_m^2 .

- Test di Chow: i coefficienti di un modello, per esempio, potrebbero essere diversi prima e dopo un importante intervento di politica macroeconomica. Consideriamo una specificazione alternativa composta da due gruppi, indicati rispettivamente con $g_1=0$ e $g_1=1$. Un modo vantaggioso per esprimere la specificazione generale è dato da $y_i = x_i'\beta + g_i x_i'\gamma + \varepsilon_i$, dove il vettore K -dimensionale $g_i x_i$ contiene le interazioni di tutte le variabili esplicative (compresa l'intercetta) con la variabile indicatrice g_i . L'ipotesi nulla è $\gamma = 0$. Per verificare il vincolo si può usare il test F .
- Test del rapporto delle verosimiglianze o statistica QLR (acronimo dall'inglese *Quandt Likelihood Ratio*). Questa statistica è di fondamentale importanza perché può essere usata quando la data di possibile rottura strutturale è ignota o è conosciuta solo entro un certo intervallo di tempo t_0 e t_1 . La statistica test è pari a: $QLR = \max [F(\tau_0), F(\tau_0+1), \dots, F(\tau_1)]$. Poiché il test di Quandt è la più grande tra molte statistiche F , la sua distribuzione sotto l'ipotesi nulla non è la stessa di una statistica F individuale. I valori critici per tale statistica devono quindi essere ottenuti da una distribuzione particolare che dipende dal numero di restrizioni che vengono testate, cioè dal numero di coefficienti (intercetta inclusa) che possono essere soggetti a rottura, o cambiamento, sotto l'ipotesi alternativa. Per il fatto che la statistica QLR considera la più grande delle statistiche F individuali i valori critici della distribuzione asintotica della statistica QLR derivati da Donald W. K. Andrews (1993), sono più ampi rispetto a quelli della distribuzione F di Snedecor.

- Test CUSUM e CUSUM-SQ: come approfondito da Walter Krämer and Philipp Sibbertsen in “Testing for Structural Changes in the Presence of Long Memory” (2002) questo test rifiuta l’ipotesi nulla di assenza di break strutturali per valori grandi di $TS := \sup_{0 < \lambda < 1} |C_t(\lambda)|$, dove $C_t(\lambda) := T^{-1/2} \widehat{\sigma}_\varepsilon^{-1} \sum_{t=1}^{T\lambda} e_t$ e dove e_t sono i residui dello stimatore OLS. Mentre il statistica test del test CUSUM-SQ (Brown, Durbin, and Evans, 1975) si basa sulla statistica :

$$SQ = \frac{\sum_{k+1}^t w_r^2}{\sum_{k+1}^T w_r^2}$$

Il valore atteso sotto H_0 del $CUSUM^2$ varia da zero a uno. Se ci sono cambiamenti strutturali il valore atteso della statistica tende a fuoriuscire dalle bande di accettabilità.

Capitolo secondo

2.1 Stima con i minimi quadrati ordinari

Dopo aver analizzato i dati che si hanno a disposizione si comincia l'analisi della variabile tasso di cambio euro/dollaro. A tal fine si propone un modello lineare in cui le stime sono ottenute tramite il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS). Questa tecnica di ottimizzazione permette di trovare una funzione che minimizza la somma dei quadrati delle distanze tra i dati osservati ed i valori teorici.

Per ottenere le stime di tale modello uso il software Gretl.

Nel modello la variabile risposta è il tasso di cambio nominale euro/dollaro, mentre le variabili esplicative sono il tasso di interesse a breve termine europeo, il tasso di interesse a breve termine del resto del mondo, l'inflazione europea e l'inflazione del resto del mondo. Nella regressione evitiamo di inserire le variabili esplicative al tempo contemporaneo t , per evitare che quest'ultime possano produrre troppa correlazione nel modello e distorcerne le stime. Inseriamo nel modello quindi le variabili esplicative dal primo al terzo ritardo.

Prima di passare alla realizzazione del modello osserviamo la matrice di correlazione tra tutte le variabili usate, per vedere se ci potranno essere eventuali problemi di multicollinearità nel modello.

```
Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1999:1 - 2009:4  
Valore critico al 5% (per due code) = 0,2973 per n = 44
```

```
tasso_cambio    infl_europea    tasso_int_europ    infl_resto_mond    tasso_int_mondo  
1,0000          -0,2242         -0,2288            0,0361 tasso_cam    -0,3211 tasso_cambio  
                1,0000          0,4430            0,3139 infl_euro    0,1393 infl_europea  
                0,4430          1,0000            0,1284 tasso_int    0,5860 tassi_int_europ  
                0,0361          0,3139            1,0000 infl_rest    0,2954 infl_resto_mond  
                -0,3211          0,1393            0,5860 tasso_int_mondo    1,0000 tasso_int_mondo
```

Si nota che il coefficiente di correlazione più alto è quello tra la variabile tasso di interesse del resto del mondo e tasso di interesse europeo ed è pari a 0.5860.

Perciò dopo questa considerazione si dovrà tener presente che questa dipendenza potrebbe creare problemi dovuti alla multicollinearità nel processo di stima dei parametri del modello.

2.2 La consistenza delle stime

L'output fornito dalla stima del modello con il metodo OLS è il seguente:

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1999:4-2009:4 (T = 41)

Variabile dipendente: tasso_cambio

| | coefficiente | errore std. | rapporto t | p-value | |
|---------------|--------------|-------------|------------|----------|-----|
| const | 0,0511703 | 0,0846819 | 0,6043 | 0,5511 | |
| infl_europe_1 | 0,00767875 | 0,0554925 | 0,1384 | 0,8911 | |
| infl_europe_2 | 0,185455 | 0,0542962 | 3,416 | 0,0022 | *** |
| infl_europe_3 | -0,0194824 | 0,0560170 | -0,3478 | 0,7309 | |
| tasso_int_e_1 | -0,0244387 | 0,140168 | -0,1744 | 0,8630 | |
| tasso_int_e_2 | -0,0157414 | 0,197211 | -0,07982 | 0,9370 | |
| tasso_int_e_3 | -0,0456942 | 0,138047 | -0,3310 | 0,7434 | |
| infl_resto_1 | -0,103385 | 0,0410975 | -2,516 | 0,0187 | ** |
| infl_resto_2 | -0,0734220 | 0,0431861 | -1,700 | 0,1015 | |
| infl_resto_3 | 0,0479201 | 0,0483590 | 0,9909 | 0,3312 | |
| tasso_int_m_1 | -0,0823577 | 0,131936 | -0,6242 | 0,5381 | |
| tasso_int_m_2 | 0,248116 | 0,201646 | 1,230 | 0,2300 | |
| tasso_int_m_3 | -0,164893 | 0,126344 | -1,305 | 0,2037 | |
| tasso_cambi_1 | 1,35222 | 0,182886 | 7,394 | 9,58e-08 | *** |
| tasso_cambi_2 | -0,437180 | 0,306523 | -1,426 | 0,1662 | |
| tasso_cambi_3 | 0,100429 | 0,200414 | 0,5011 | 0,6207 | |

| | | | |
|-----------------------|-----------|------------------------|-----------|
| Media var. dipendente | 1,185546 | SQM var. dipendente | 0,205640 |
| Somma quadr. residui | 0,047585 | E.S. della regressione | 0,043628 |
| R-quadro | 0,971869 | R-quadro corretto | 0,954990 |
| F(15, 25) | 57,57906 | P-value (F) | 1,32e-15 |
| Log-verosimiglianza | 80,37923 | Criterio di Akaike | -128,7585 |
| Criterio di Schwarz | -101,3413 | Hannan-Quinn | -118,7746 |
| rho | -0,058126 | Durbin-Watson | 2,039235 |

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 10 (tasso_int_e_2)

Risulta evidente che il terzo ritardo della variabile inflazione europea non è significativo; questo succede anche per tutti i ritardi della variabile tasso di interesse europeo, per il secondo e terzo ritardo della variabile inflazione del resto del mondo, per i ritardi della variabile tasso di interesse del resto del mondo, e per il secondo e terzo ritardo della variabile riposta.

Prima però di cercare di rendere più parsimonioso il modello ci concentriamo sulla sua analisi diagnostica.

Osserviamo se c'è eteroschedasticità attraverso il test di White:

```
Test di White per l'eteroschedasticità -
Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente
Statistica test: LM = 11,4755
con p-value = P(Chi-quadro(20) > 11,4755) = 0,932948
```

Risulta evidente che il test non rifiuta l'ipotesi nulla di omoschedasticità nel modello con tutti gli usuali livelli di significatività.

Ora verifichiamo se è presente autocorrelazione nel modello usando il test di Breusch-Godfrey:

```
Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 4
OLS, usando le osservazioni 1999:4-2009:4 (T = 41)
Variabile dipendente: uhat
```

| | coefficiente | errore std. | rapporto t | p-value | |
|---------------|--------------|-------------|------------|---------|-----|
| const | -0,0593454 | 0,0818541 | -0,7250 | 0,4764 | |
| infl_europe_1 | -0,0131859 | 0,0510518 | -0,2583 | 0,7987 | |
| infl_europe_2 | 0,0149442 | 0,0528031 | 0,2830 | 0,7799 | |
| infl_europe_3 | -0,0388286 | 0,0868296 | -0,4472 | 0,6593 | |
| tasso_int_e_1 | -0,0469908 | 0,133750 | -0,3513 | 0,7288 | |
| tasso_int_e_2 | 0,145015 | 0,192019 | 0,7552 | 0,4585 | |
| tasso_int_e_3 | -0,0764116 | 0,151896 | -0,5031 | 0,6202 | |
| infl_resto_1 | -0,0182998 | 0,0414573 | -0,4414 | 0,6634 | |
| infl_resto_2 | 0,0422238 | 0,0590251 | 0,7154 | 0,4823 | |
| infl_resto_3 | 0,0299543 | 0,0650995 | 0,4601 | 0,6502 | |
| tasso_int_m_1 | -0,0477977 | 0,118089 | -0,4048 | 0,6897 | |
| tasso_int_m_2 | 0,00103377 | 0,186471 | 0,005544 | 0,9956 | |
| tasso_int_m_3 | 0,0439558 | 0,119023 | 0,3693 | 0,7156 | |
| tasso_cambi_1 | 0,506617 | 0,433925 | 1,168 | 0,2561 | |
| tasso_cambi_2 | -0,361477 | 0,484977 | -0,7453 | 0,4643 | |
| tasso_cambi_3 | -0,128133 | 0,259086 | -0,4946 | 0,6260 | |
| uhat_1 | -0,734286 | 0,507555 | -1,447 | 0,1627 | |
| uhat_2 | -0,394930 | 0,367630 | -1,074 | 0,2949 | |
| uhat_3 | -0,443503 | 0,237666 | -1,866 | 0,0761 | * |
| uhat_4 | -0,632022 | 0,221338 | -2,855 | 0,0095 | *** |

R-quadro = 0,346117

```
Statistica test: LMF = 2,778963,
con p-value = P(F(4,21) > 2,77896) = 0,0535
```

```
Statistica alternativa: TR^2 = 14,190809,
con p-value = P(Chi-quadro(4) > 14,1908) = 0,00671
```

```
Ljung-Box Q' = 7,73975,
con p-value = P(Chi-quadro(4) > 7,73975) = 0,102
```

Il test di Breusch-Godfrey rappresentato dalla statistica test LMF non rifiuta l'ipotesi nulla di incorrelazione seriale con livello di significatività del 5%. E' doveroso comunque notare che siamo in un caso limite, infatti il p-value, che risulta 0.0535, supera di poco il valore 0.05.

Al contrario invece la statistica alternativa rifiuta l'ipotesi nulla di incorrelazione seriale anche con livello di significatività dell'1%, mentre la statistica di Ljung-Box non rifiuta l'ipotesi nulla nemmeno con livello di significatività del 10%.

Quindi, a seguito delle considerazioni fatte dai test, possiamo concludere che è probabile che gli errori siano serialmente correlati. Questo aspetto può creare problemi nella stima dei parametri del modello perché se è presente autocorrelazione seriale nei residui allora le stime OLS non sono né corrette né consistenti.

Come soluzione a tal problema si ripropone il modello stimato con gli errori standard robusti HAC, (Heteroskedasticity Autocorrelation Consistent). Infatti l'utilizzo della stima robusta della matrice di varianze e covarianze permette di ottenere stime consistenti anche in caso di presenza di errori autocorrelati oltre che di eteroschedasticità.

2.3 Il modello stimato con l'intero data set di dati

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1999:4-2009:4 (T = 41)
 Variabile dipendente: tasso_cambio
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

| | coefficiente | errore std. | rapporto t | p-value | |
|-----------------------|--------------|------------------------|------------|-----------|-----|
| const | 0,0511703 | 0,0816417 | 0,6268 | 0,5365 | |
| infl_europe_1 | 0,00767875 | 0,0495435 | 0,1550 | 0,8781 | |
| infl_europe_2 | 0,185455 | 0,0335387 | 5,530 | 9,53e-06 | *** |
| infl_europe_3 | -0,0194824 | 0,0418851 | -0,4651 | 0,6459 | |
| tasso_int_e_1 | -0,0244387 | 0,0973622 | -0,2510 | 0,8039 | |
| tasso_int_e_2 | -0,0157414 | 0,113725 | -0,1384 | 0,8910 | |
| tasso_int_e_3 | -0,0456942 | 0,0678986 | -0,6730 | 0,5071 | |
| infl_resto_1 | -0,103385 | 0,0292241 | -3,538 | 0,0016 | *** |
| infl_resto_2 | -0,0734220 | 0,0326824 | -2,247 | 0,0337 | ** |
| infl_resto_3 | 0,0479201 | 0,0248066 | 1,932 | 0,0648 | * |
| tasso_int_m_1 | -0,0823577 | 0,101133 | -0,8143 | 0,4231 | |
| tasso_int_m_2 | 0,248116 | 0,141344 | 1,755 | 0,0914 | * |
| tasso_int_m_3 | -0,164893 | 0,0787724 | -2,093 | 0,0466 | ** |
| tasso_cambi_1 | 1,35222 | 0,127415 | 10,61 | 9,53e-011 | *** |
| tasso_cambi_2 | -0,437180 | 0,278448 | -1,570 | 0,1290 | |
| tasso_cambi_3 | 0,100429 | 0,172137 | 0,5834 | 0,5648 | |
| Media var. dipendente | 1,185546 | SQM var. dipendente | 0,205640 | | |
| Somma quadr. residui | 0,047585 | E.S. della regressione | 0,043628 | | |
| R-quadro | 0,971869 | R-quadro corretto | 0,954990 | | |
| F(15, 25) | 407,2760 | P-value(F) | 4,97e-26 | | |
| Log-verosimiglianza | 80,37923 | Criterio di Akaike | -128,7585 | | |
| Criterio di Schwarz | -101,3413 | Hannan-Quinn | -118,7746 | | |
| rho | -0,058126 | Valore h di Durbin | -0,620850 | | |

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 10 (tasso_int_e_2)

Nel modello proposto non tutti i ritardi delle variabili esplicative sono significativi perciò si può sicuramente arrivare ad un modello con meno parametri e quindi più parsimonioso.

Per giungere a tal fine si applica un algoritmo, tramite cui si continua ad eliminare l'ultimo ritardo della variabile esplicative con p-value più elevato, fino a giungere al modello in cui tutti gli ultimi ritardi delle variabili esplicative risultano significativi.

A titolo di esempio, al fine di chiarire tale procedimento, nel modello 2 sopra rappresentato si dovrebbe eliminare il terzo ritardo della variabile inflazione europea, poiché quest'ultimo ha il p-value più elevato tra tutti gli ultimi ritardi delle altre variabili esplicative.

Continuando ad applicare tale metodo si giunge al punto in cui tutte le variabili esplicative hanno l'ultimo ritardo significativo.

Attraverso tale processo alla fine si giunge a questo modello:

```

Modello 3: OLS, usando le osservazioni 1999:4-2009:4 (T = 41)
Variabile dipendente: tasso_cambio
Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

-----
                coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
-----
const           0,00372630    0,0479334    0,07774    0,9386
infl_europe_1  -0,000583464    0,0456252   -0,01279    0,9899
infl_europe_2   0,182988        0,0303017    6,039      1,25e-06 ***
infl_resto_1   -0,0978660       0,0314759   -3,109      0,0041 ***
infl_resto_2   -0,0883492       0,0286626   -3,082      0,0044 ***
infl_resto_3    0,0557652       0,0156499    3,563      0,0012 ***
tasso_int_m_1  -0,0158431       0,0845158   -0,1875     0,8526
tasso_int_m_2   0,224616         0,145626     1,542      0,1335
tasso_int_m_3  -0,228264        0,0887725   -2,571      0,0153 **
tasso_cambi_1   1,31341          0,0942835   13,93      1,23e-014 ***
tasso_cambi_2  -0,303937        0,107196    -2,835      0,0081 ***

Media var. dipendente  1,185546  SQM var. dipendente  0,205640
Somma quadr. residui  0,051314  E.S. della regressione  0,041358
R-quadro  0,969664  R-quadro corretto  0,959552
F(10, 30)  621,3622  P-value(F)  6,39e-32
Log-verosimiglianza  78,83257  Criterio di Akaike  -135,6651
Criterio di Schwarz  -116,8159  Hannan-Quinn  -128,8013
rho  -0,062543  Valore h di Durbin  -0,492744
Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

```

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 6 (infl_europe_1)

2.4 Analisi diagnostica del modello

Prima di interpretare i risultati a livello economico ci concentriamo sui risultati ottenuti a livello statistico per capire quale sia la bontà del modello e quindi, di conseguenza, l'affidabilità dei risultati.

Come prima considerazione poniamo la nostra attenzione al valore del R-quadro corretto.

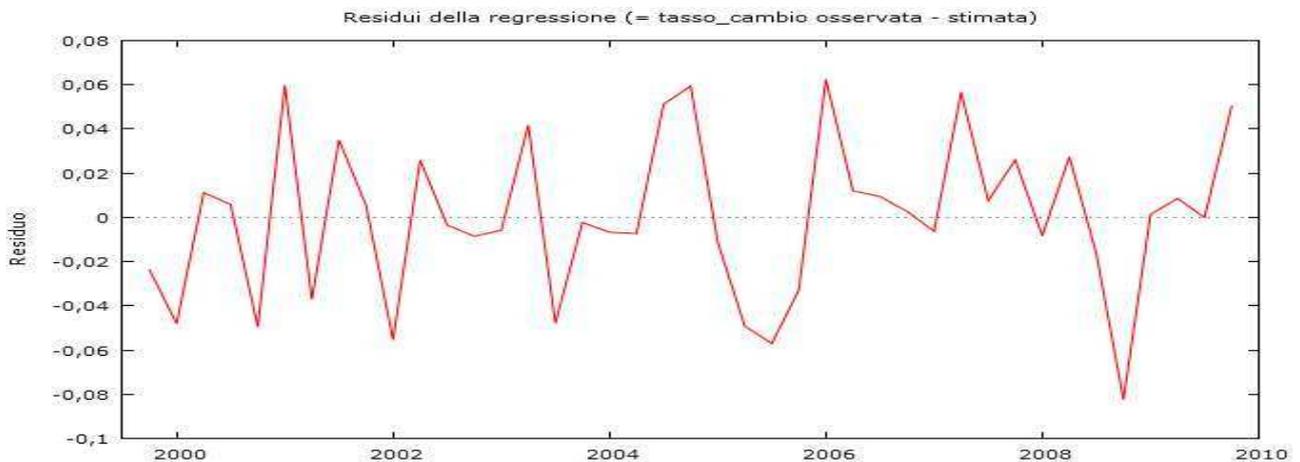
Il valore di tale indice è importantissimo nell'analisi del modello perché l' R-quadro, o coefficiente di determinazione, è una misura della bontà dell'adattamento della regressione lineare stimata ai dati osservati. Il valore dell' R-quadro sarà un numero compreso tra 0 e 1 e misura la frazione della variabilità delle osservazioni che siamo riusciti a spiegare tramite il modello lineare. Perciò, più prossimo è il suo valore ad 1, maggiore sarà la bontà del modello. In questo caso, essendo l'R-quadro corretto pari a 0.959552 sembra che il modello applicato sia buono.

Osservando il modello inoltre, è interessante osservare che la variabile tasso di interesse europeo non è significativa nella determinazione della variabile risposta. Quest'aspetto ci può insospettire per il fatto che, osservando la matrice di correlazione a pagina 16, si nota che la variabile tasso di interesse del resto del mondo e tasso di interesse europeo hanno un coefficiente di correlazione pari a 0.5860. Sapendo che il valore di tale indice varia tra valori compresi nell'intervallo $[0,1]$, allora si può pensare che tale dipendenza possa creare problemi di multicollinearità nel modello e quindi, parte dell'informazione, che sarebbe stata espressa dalla variabile tasso di interesse europeo, è spiegata dalla variabile tasso di interesse del resto del mondo. Tale ipotesi sarà verificata nelle prossime pagine.

Analisi dei residui:

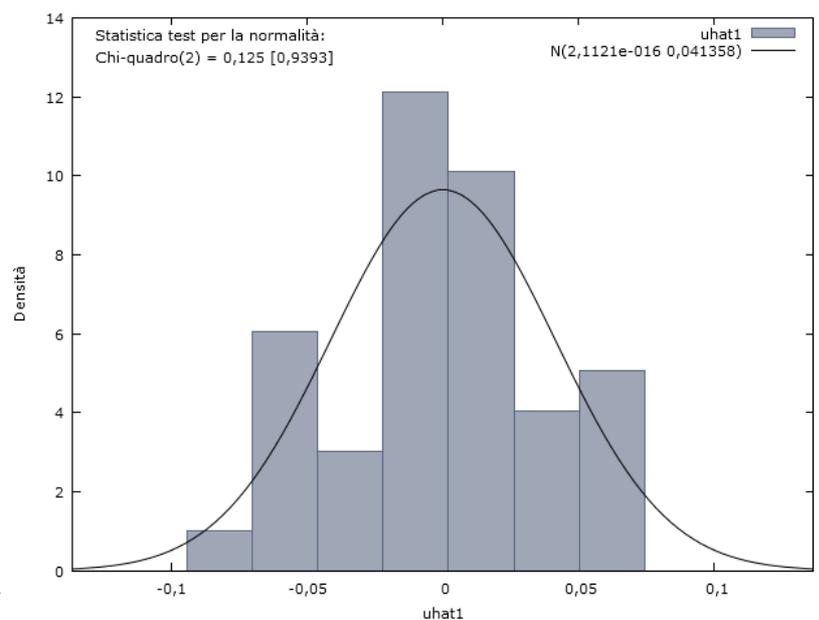
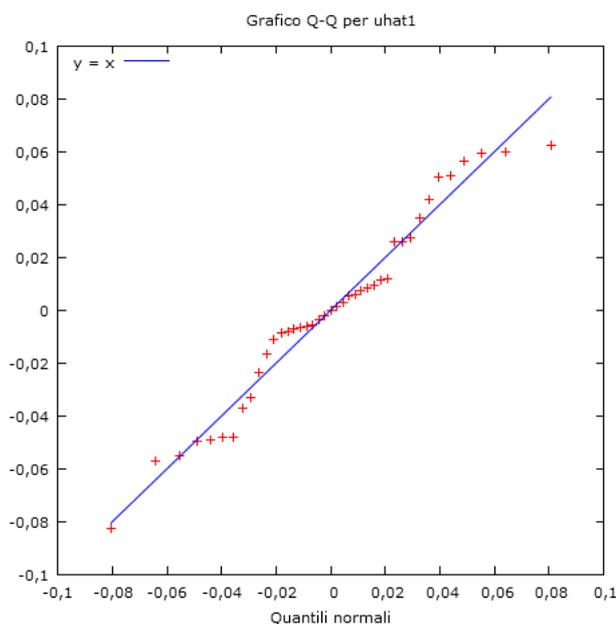
Per controllare l'adeguatezza del modello ci concentriamo nello studio dei residui.

Innanzitutto osserviamo il grafico dei residui del modello:



Osservando il grafico, in accordo con i risultati dei test a pagina 19, non notando nessuna particolare struttura nella loro distribuzione, si può confermare l'ipotesi di omoschedasticità. I residui infatti sembrano proprio realizzazioni di una variabile casuale semplice.

Verifichiamo ora la normalità dei residui del modello attraverso il qqplot e dell'istogramma dei residui :



Dai grafici sembra che i residui si distribuiscano come una variabile causale Normale. Nel qqplot dei residui notiamo solo che l'ultimo valore si discosta maggiormente dagli altri ma ciò comunque non sembra dare nemmeno pesantezza alla coda destra, ipotesi che sembra supportata infatti anche dall'istogramma.

Formalizziamo ora tale ipotesi con il test di normalità:

```
Test per la normalità dei residui -  
Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente  
Statistica test: Chi-quadro(2) = 0,125255  
con p-value = 0,939293
```

Si osserva che il test non rifiuta l'ipotesi nulla di normalità dei residui anche ad un livello di significatività del 10%.

2.5 Interpretazione dei risultati del modello

Giunti a tale modello ora ci accingiamo ad interpretare a livello economico i risultati ottenuti. Notiamo, che le variabili che compaiono nel modello, cioè: l'inflazione europea, l'inflazione del resto del mondo, il tasso di interesse del resto del mondo e la variabile risposta ritardata fino al secondo grado, sono tutte altamente significative, perciò contribuiscono a determinare il valore del tasso di cambio nominale euro/dollaro.

E' però, altrettanto interessante per gli obiettivi di tale analisi, capire in che maniera e in che verso le variabili esplicative influiscono nella determinazione del tasso di cambio euro/dollaro.

Per fare questo bisogna osservare il valore e il segno dei soli ritardi che risultano significativi per ogni variabile esplicativa.

Dalla regressione perciò risulta evidente che, lasciando inalterati i valori delle altre variabili esplicative, un aumento unitario del valore della variabile inflazione europea porterà ad un aumento del tasso di cambio nominale euro/dollaro. Questo trova spiegazione a livello macroeconomico per il fatto che l'aumento dell'inflazione europea provoca un aumento del tasso d'interesse nominale da parte della banca centrale. Questo si verifica per il fatto che l'inflazione porta ad un aumento generale dei prezzi, perciò viene eroso il valore del denaro nazionale: se un Euro vale meno dello scorso anno, allora gli investitori presteranno denaro soltanto a un tasso d'interesse più alto. Questo innalzamento del tasso di interesse offrirà quindi un rendimento nazionale maggiore che incoraggerà la vendita della valuta estera per l'acquisto di euro.

Si può notare invece che, lasciando inalterati i valori delle altre variabili esplicative, un aumento unitario del valore della variabile inflazione del resto del mondo porterà ad una diminuzione del tasso di cambio nominale euro/dollaro. Questo trova spiegazione nell'esatto contrario del ragionamento fatto appena sopra, ovvero l'aumento dell'inflazione degli Stati Uniti provoca un aumento del tasso d'interesse nominale da parte delle banche statunitensi, quindi come conseguenza ci sarà un aumento del rendimento statunitense con la conseguente vendita della valuta dell'euro per acquistare dollari che, dopo tali variazioni, offriranno un rendimento maggiore. Si verificherà allora un deprezzamento dell'euro e una conseguente diminuzione del tasso di cambio euro/dollaro.

Dal modello lineare inoltre si può osservare che, lasciando inalterati i valori delle altre variabili esplicative, un aumento unitario del valore della variabile tasso di

interesse del resto del mondo porterà ad una conseguente diminuzione del tasso di cambio euro/dollaro. Questo è spiegabile per il fatto che tale aumento porterà ad un maggiore rendimento negli Stati Uniti e perciò sarà vantaggioso vendere euro per acquistare dollari. Tale processo porterà ad un deprezzamento dell'euro e quindi una conseguente diminuzione del tasso di cambio euro/dollaro.

Capitolo terzo

3.1 La presenza di multicollinearità

Dopo essere giunti al modello 3 di pagina 22, cerchiamo di capire se il motivo per cui la variabile tasso di interesse europeo non risulta significativa è proprio la dipendenza che ha tale variabile con la variabile esplicativa tasso di interesse del resto del mondo.

Per fare ciò ritorniamo al modello 2 di partenza in cui comparivano tutte le variabili esplicative.

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1999:4-2009:4 (T = 41)
Variabile dipendente: tasso_cambio
Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

| | coefficiente | errore std. | rapporto t | p-value | |
|---------------|--------------|-------------|------------|-----------|-----|
| const | 0,0511703 | 0,0816417 | 0,6268 | 0,5365 | |
| infl_europe_1 | 0,00767875 | 0,0495435 | 0,1550 | 0,8781 | |
| infl_europe_2 | 0,185455 | 0,0335387 | 5,530 | 9,53e-06 | *** |
| infl_europe_3 | -0,0194824 | 0,0418851 | -0,4651 | 0,6459 | |
| tasso_int_e_1 | -0,0244387 | 0,0973622 | -0,2510 | 0,8039 | |
| tasso_int_e_2 | -0,0157414 | 0,113725 | -0,1384 | 0,8910 | |
| tasso_int_e_3 | -0,0456942 | 0,0678986 | -0,6730 | 0,5071 | |
| infl_resto_1 | -0,103385 | 0,0292241 | -3,538 | 0,0016 | *** |
| infl_resto_2 | -0,0734220 | 0,0326824 | -2,247 | 0,0337 | ** |
| infl_resto_3 | 0,0479201 | 0,0248066 | 1,932 | 0,0648 | * |
| tasso_int_m_1 | -0,0823577 | 0,101133 | -0,8143 | 0,4231 | |
| tasso_int_m_2 | 0,248116 | 0,141344 | 1,755 | 0,0914 | * |
| tasso_int_m_3 | -0,164893 | 0,0787724 | -2,093 | 0,0466 | ** |
| tasso_cambi_1 | 1,35222 | 0,127415 | 10,61 | 9,53e-011 | *** |
| tasso_cambi_2 | -0,437180 | 0,278448 | -1,570 | 0,1290 | |
| tasso_cambi_3 | 0,100429 | 0,172137 | 0,5834 | 0,5648 | |

| | | | |
|-----------------------|-----------|------------------------|-----------|
| Media var. dipendente | 1,185546 | SQM var. dipendente | 0,205640 |
| Somma quadr. residui | 0,047585 | E.S. della regressione | 0,043628 |
| R-quadro | 0,971869 | R-quadro corretto | 0,954990 |
| F(15, 25) | 407,2760 | P-value(F) | 4,97e-26 |
| Log-verosimiglianza | 80,37923 | Criterio di Akaike | -128,7585 |
| Criterio di Schwarz | -101,3413 | Hannan-Quinn | -118,7746 |
| rho | -0,058126 | Valore h di Durbin | -0,620850 |

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 10 (tasso_int_e_2)

A questo punto, solamente a scopo di analisi, anche se va contro all'algoritmo usato finora, eliminiamo il terzo ritardo della variabile tasso di interesse del resto del mondo e poi ricominciamo ad usare l'algoritmo di selezione. Ciò permette di capire se la variabile tasso di interesse europeo è davvero non significativa nel modello o se tale aspetto è solo conseguenza della multicollinearità con la variabile tasso di interesse del resto del mondo.

Cercando il modello più parsimonioso, dopo tale accorgimento, arriviamo al seguente output:

```

Modello 4: OLS, usando le osservazioni 1999:4-2009:4 (T = 41)
Variabile dipendente: tasso_cambio
Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

      coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
-----
const          0,118589   0,0761471   1,557       0,1295
infl_europe_1  0,0110387   0,0394802   0,2796      0,7816
infl_europe_2  0,163433    0,0207544   7,875       6,89e-09 ***
tasso_int_e_1 -0,0948514  0,0619995  -1,530       0,1362
tasso_int_e_2  0,196778    0,0775413   2,538       0,0164 **
tasso_int_e_3 -0,227632   0,0661339  -3,442       0,0017 ***
infl_resto_1   -0,124709   0,0397092  -3,141       0,0037 ***
infl_resto_2   -0,0512597  0,0240056  -2,135       0,0407 **
tasso_cambi_1  1,31260     0,113835    11,53       9,62e-013 ***
tasso_cambi_2 -0,304126   0,122906    -2,474       0,0190 **

Media var. dipendente  1,185546  SQM var. dipendente  0,205640
Somma quadr. residui  0,058736  E.S. della regressione  0,043528
R-quadro              0,965276  R-quadro corretto    0,955195
F(9, 31)              176,3803  P-value(F)           4,49e-24
Log-verosimiglianza   76,06309  Criterio di Akaike   -132,1262
Criterio di Schwarz   -114,9905  Hannan-Quinn         -125,8863
rho                   0,077770  Valore h di Durbin   0,708719
Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

```

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 6 (infl_europe_1)

Risulta subito evidente che ora la variabile tasso di interesse europeo è significativa persino al terzo ritardo. Ciò può dimostrare che i sospetti di multicollinearità possono

considerarsi fondati. Un'ulteriore prova a dimostrazione di tale tesi è che ora la variabile tasso di interesse del resto del mondo non risulta significativa nel modello. Tale aspetto può trovare giustificazione nel fatto che vi è proprio una rilevante dipendenza tra le due variabili prese in considerazione. Perciò l'informazione rappresentata dalla variabile tasso di interesse del resto del mondo nei precedenti modelli, ora è in parte descritta dalla variabile tasso di interesse europeo.

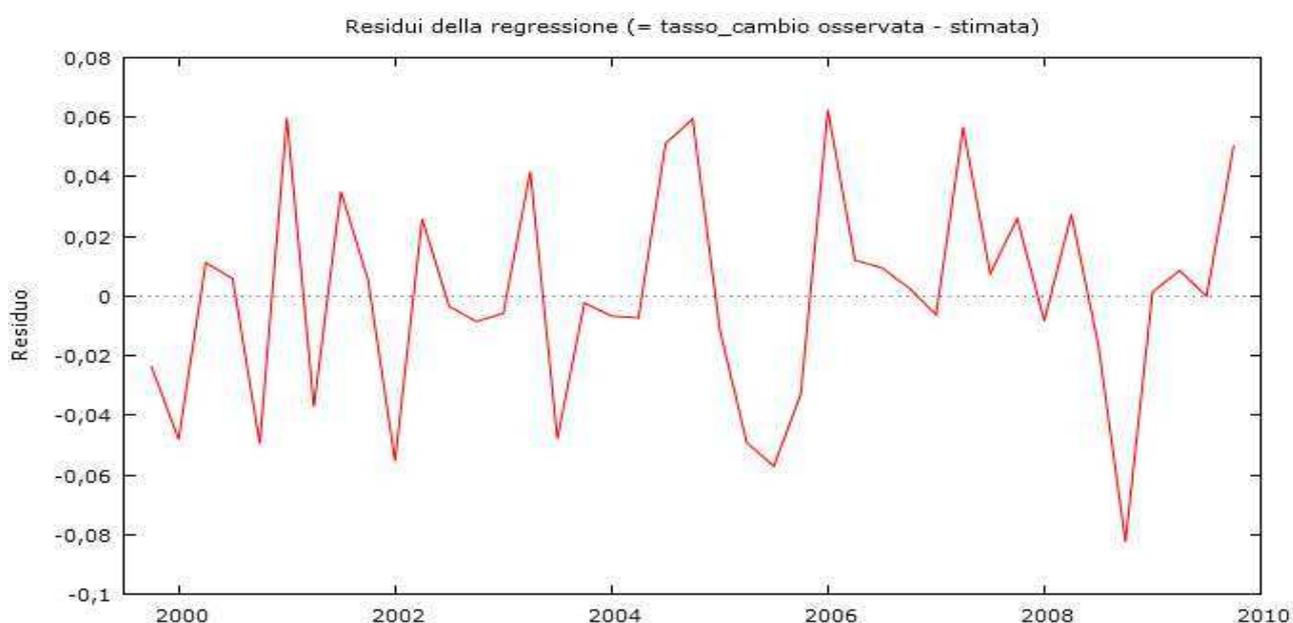
I risultati di questo modello però non si possono confrontare con quelli del modello 3. Il modello 4 infatti lo si è trovato solo a scopo ausiliario, andando appositamente contro al metodo di selezione delle variabili usato finora, esclusivamente per dimostrare gli effetti che si possono verificare a causa della mancata indipendenza tra le variabili esplicative. Questo quindi ci porta a concludere che certamente anche la variabile tasso di interesse europeo influisce nel determinare il valore del tasso di cambio nominale euro/dollaro. Quindi la discrepanza, con quanto appena detto e i risultati del modello 3, può essere interpretata come conseguenza del fatto che la variabile tasso di interesse del resto del mondo ha un maggiore potere esplicativo della variabile tasso di interesse europeo nei confronti della variabile risposta. Coerentemente quindi, questo fatto associato anche alla presenza di multicollinearità nelle variabili esplicative fa in modo che la variabile tasso di interesse europeo non risulta significativa nel modello a pagina 22.

Capitolo quarto

4.1 Il modello privato del periodo di crisi contemporanea

A seguito dell'analisi fatta finora cerchiamo di capire se la crisi contemporanea ha influenzato i risultati ottenuti nelle pagine precedenti.

A tal fine riportiamo nuovamente il grafico dei residui già proposto a pagina 24.



L'inizio della crisi che tuttora stiamo vivendo è fissato nel terzo trimestre 2008.

Il grafico dei residui presenta infatti, proprio in quel periodo, un'evidente variazione.

Nello specifico si passa da un valore di 0,02741, registrato il secondo trimestre 2008,

ad un valore pari a - 0,08247 nel quarto trimestre 2008, che corrisponde anche al

valore minimo dell'intera serie. Questo significa che il modello sovrastima i valori

teorici, infatti i residui sono la differenza tra le osservazioni reali e quelle teoriche.

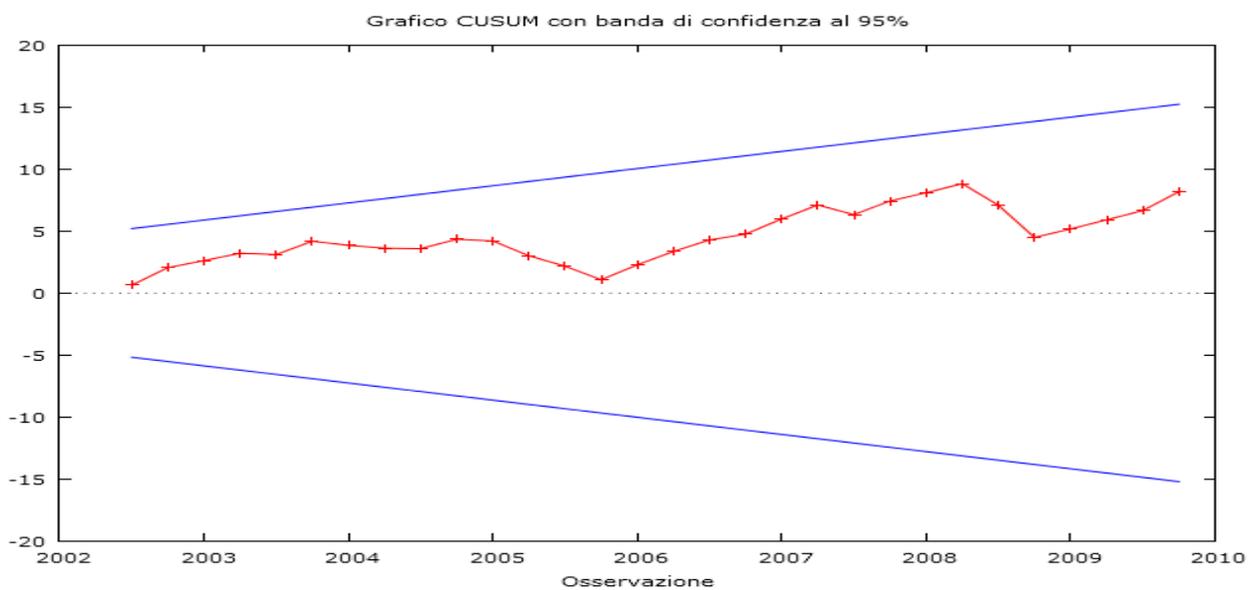
Tale situazione quindi potrebbe essere prova del fatto che si è registrato un chiaro

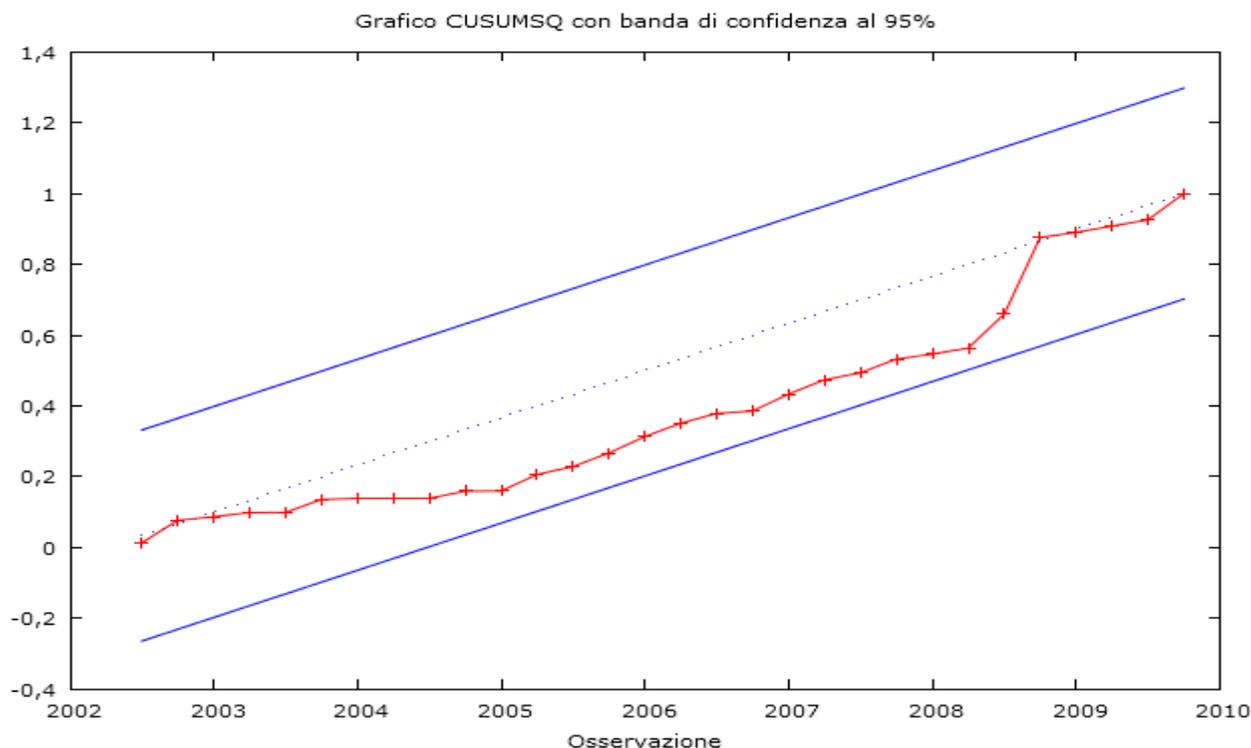
cambiamento della situazione macroeconomica causata dall'inizio della crisi.

E' però altrettanto importante osservare, che variazioni di ampiezza molto simile caratterizzano l'intera serie dei residui. Questo aspetto allora ci permette di ipotizzare che a partire dal terzo trimestre 2008, l'influenza della crisi contemporanea sembra evidente, ma quest'ultima sembra non essere tale da poter compromettere i risultati e quindi le stime dell'intero modello.

Per poter verificare questa ipotesi è indispensabile fare dei test statistici che riguardano la stabilità dei parametri e la verifica di possibili break strutturali.

Si propone ora il test di CUSUM e CUSUMSQ di stabilità dei parametri.



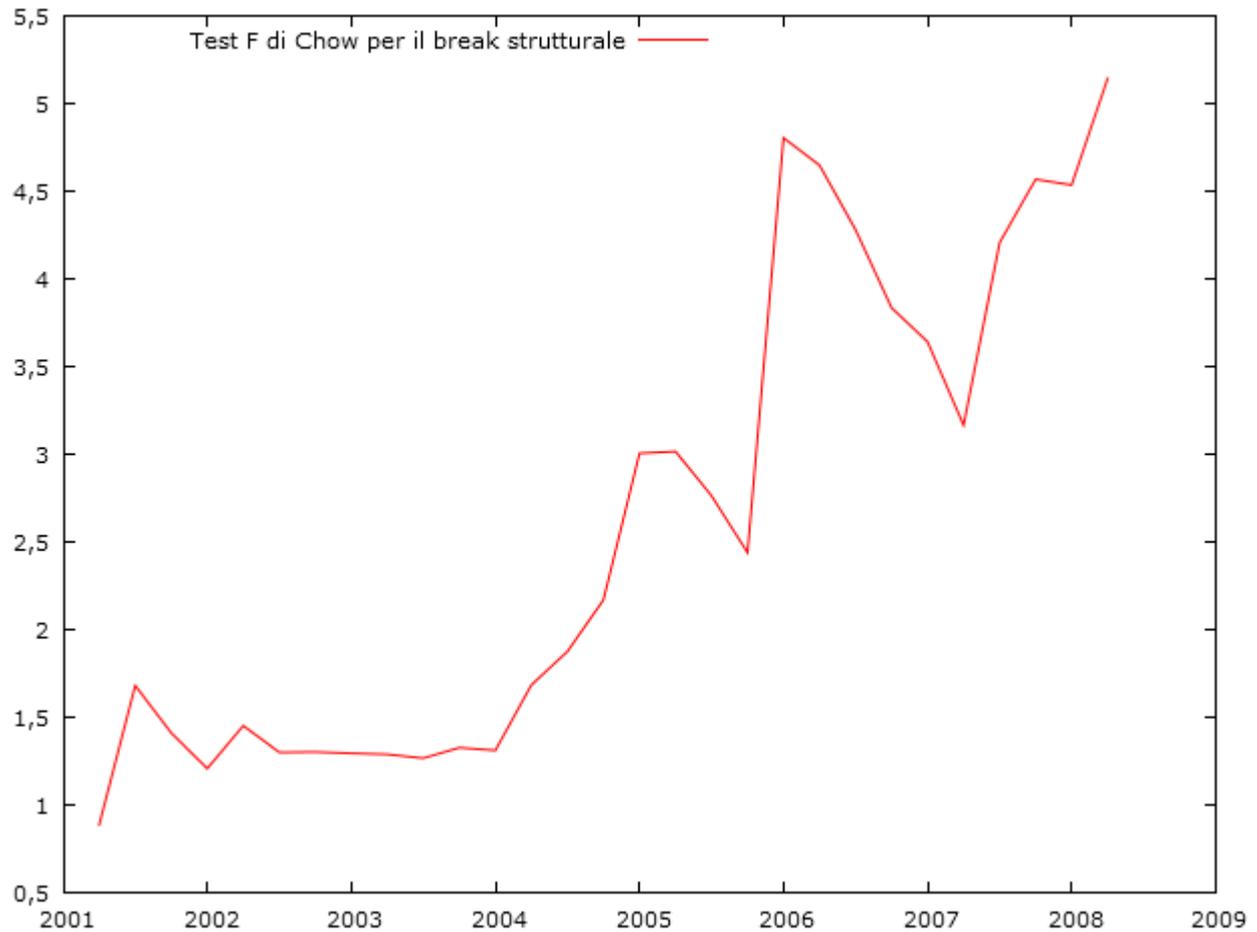


I test CUSUM a CUSUMSQ si basano rispettivamente sulla somma cumulata dei residui ricorsivi e sulla somma cumulata dei residui ricorsivi al quadrato; l'idea è che se i dati sono stabili i residui cumulati non dovrebbero uscire dalle bande di confidenza.

I grafici confermano quanto appena detto. Infatti dal test CUSUMSQ si nota che nel terzo trimestre 2008 si è molto vicini alle bande di confidenza fissate al 95% ma non si può comunque rifiutare l'ipotesi nulla di stabilità dei parametri.

Per avere un ulteriore riscontro su tale argomento è opportuno fare anche il test del rapporto di verosimiglianza di Quandt per il break strutturale. Si usa questo test perché ci permette di trovare il punto maggiormente critico nell'intero intervallo campionario, in cui vi potrebbe essere un possibile break strutturale, senza però conoscere a priori la data di possibile rottura strutturale. Dall'output del test quindi

si troverà il punto che più si discosta dagli altri dati e che quindi potrebbe essere causa di una rottura strutturale nel modello.



Escludendo il 15 % iniziale e finale:

Il massimo di $F(7, 24) = 5,14355$ corrisponde all'osservazione 2008:2

Significativo al livello del 1 per cento (1% valore critico = 3,82).

Ovviamente tale output evidenzia il fatto che nel periodo di inizio crisi vi è un cambiamento strutturale che risulta significativo, con un livello di significatività dell'1%. Ciò significa che la crisi contemporanea potrebbe aver influenzato i risultati ottenuti nel modello lineare stimato in precedenza.

Ora, grazie al test appena fatto, si è individuata la data precisa in cui vi è un possibile break strutturale e, a conferma dei nostri sospetti, risulta coincidere proprio con il periodo in cui inizia la crisi attuale. A questo punto diventa doveroso testare tale ipotesi attraverso il test di stabilità strutturale di Chow proprio per l'osservazione appena trovata nel test QLR, in cui si è registrato il valore massimo della statistica F osservata.

```

Regressione aumentata per il test Chow
OLS, usando le osservazioni 1999:4-2009:4 (T = 41)
Variabile dipendente: tasso_cambio
Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)
Omesse per perfetta collinearità: sd_tasso_cambi_ sd_tasso_cambi_ sd_tasso_cambi_

      coefficiente  errore std.  rapporto t  p-value
-----
const          -0,100467    0,0456862   -2,199      0,0378   **
infl_europe_2    0,175633    0,0337403    5,205      2,47e-05  ***
infl_europe_3    0,00781395   0,0344016    0,2271     0,8222
infl_resto_2    -0,0523975   0,0370817   -1,413     0,1705
infl_resto_3     0,0264315   0,0311470    0,8486     0,4045
tasso_int_m_2    0,0429602   0,0692322    0,6205     0,5408
tasso_int_m_3   -0,0522923   0,0699334   -0,7477    0,4619
tasso_cambi_1    1,29446     0,194717     6,648      7,09e-07  ***
tasso_cambi_2   -0,370305   0,254611    -1,454     0,1588
tasso_cambi_3    0,113891    0,120043     0,9487     0,3522
splitdum        -0,00737997  0,0346448   -0,2130    0,8331
sd_infl_europe_ -0,840705   0,0876798   -9,588     1,11e-09  ***
sd_infl_europe_  0,137127   0,0529856    2,588     0,0161   **
sd_infl_resto_  -0,0636417  0,0363062   -1,753     0,0924   *
sd_infl_resto_  0,248623   0,0597269    4,163     0,0003   ***
sd_tasso_int_m_ -0,534760   0,176325    -3,033     0,0057   ***
sd_tasso_int_m_  0,682832   0,181018     3,772     0,0009   ***

Media var. dipendente  1,185546  SQM var. dipendente  0,205640
Somma quadr. residui  0,029656  E.S. della regressione  0,035152
R-quadro              0,982468  R-quadro corretto     0,970780
Log-verosimiglianza   90,07266  Criterio di Akaike    -146,1453
Criterio di Schwarz   -117,0146  Hannan-Quinn          -135,5375
rho                   -0,006845  Durbin-Watson         2,013358
Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

```

```

Test Chow per break strutturale all'osservazione 2008:2
Chi-quadro(7) = 1237,06 con p-value 0,0000
Forma F: F(7, 24) = 176,723 con p-value 0,0000

```

Dal test si nota che si rifiuta l'ipotesi nulla di assenza di break strutturale anche ad un livello di significatività dell'1%.

Dopo tutte queste considerazioni preliminari risulta quindi interessante e sicuramente appropriato rifare l'analisi dei dati privati del periodo di crisi attuale. Per fare ciò restringiamo il nostro data set analizzando le serie storiche dei dati a partire dal primo trimestre 1999 fino al secondo trimestre 2008 compreso.

Proponiamo ora l'output del modello lineare in cui le stime sono ottenute tramite il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS) con gli errori standard robusti HAC, (Heteroskedasticity Autocorrelation Consistent).

Modello 5: OLS, usando le osservazioni 1999:4-2008:2 (T = 35)

Variabile dipendente: tasso_cambio

Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

| | coefficiente | errore std. | rapporto t | p-value | |
|---------------|--------------|-------------|------------|----------|-----|
| const | -0,102677 | 0,0743002 | -1,382 | 0,1830 | |
| infl_europe_1 | -0,0139628 | 0,0493714 | -0,2828 | 0,7804 | |
| infl_europe_2 | 0,154230 | 0,0281398 | 5,481 | 2,75e-05 | *** |
| infl_europe_3 | -0,0410083 | 0,0278321 | -1,473 | 0,1570 | |
| tasso_int_e_1 | 0,297251 | 0,136306 | 2,181 | 0,0420 | ** |
| tasso_int_e_2 | -0,175629 | 0,156079 | -1,125 | 0,2745 | |
| tasso_int_e_3 | -0,0265383 | 0,110742 | -0,2396 | 0,8132 | |
| infl_resto_1 | -0,00115265 | 0,0270541 | -0,04261 | 0,9665 | |
| infl_resto_2 | -0,0466670 | 0,0323922 | -1,441 | 0,1660 | |
| infl_resto_3 | 0,0620280 | 0,0285909 | 2,170 | 0,0429 | ** |
| tasso_int_m_1 | -0,0556769 | 0,112618 | -0,4944 | 0,6267 | |
| tasso_int_m_2 | -0,00900005 | 0,128652 | -0,06996 | 0,9450 | |
| tasso_int_m_3 | -0,0128539 | 0,0796252 | -0,1614 | 0,8735 | |
| tasso_cambi_1 | 1,30639 | 0,148947 | 8,771 | 4,16e-08 | *** |
| tasso_cambi_2 | -0,417136 | 0,286128 | -1,458 | 0,1612 | |
| tasso_cambi_3 | 0,148943 | 0,165070 | 0,9023 | 0,3782 | |

| | | | |
|-----------------------|-----------|------------------------|-----------|
| Media var. dipendente | 1,147028 | SQM var. dipendente | 0,195753 |
| Somma quadr. residui | 0,022896 | E.S. della regressione | 0,034714 |
| R-quadro | 0,982426 | R-quadro corretto | 0,968552 |
| F(15, 19) | 1010,157 | P-value(F) | 2,63e-24 |
| Log-verosimiglianza | 78,64928 | Criterio di Akaike | -125,2986 |
| Criterio di Schwarz | -100,4130 | Hannan-Quinn | -116,7081 |
| rho | -0,104267 | Valore h di Durbin | -1,226544 |

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 12 (infl_resto__1)

Ora cerchiamo di giungere al modello più parsimonioso possibile, applicando l'algoritmo usato finora e spiegato a pagina 21.

Attraverso tale processo si arriva al seguente modello ridotto:

Modello 6: OLS, usando le osservazioni 1999:4-2008:2 (T = 35)
 Variabile dipendente: tasso_cambio
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

| | coefficiente | errore std. | rapporto t | p-value | |
|-----------------------|--------------|------------------------|------------|-----------|-----|
| const | -0,116007 | 0,0255003 | -4,549 | 0,0001 | *** |
| infl_europe_1 | -0,0373823 | 0,0380657 | -0,9820 | 0,3355 | |
| infl_europe_2 | 0,135575 | 0,0293593 | 4,618 | 0,0001 | *** |
| tasso_int_e_1 | 0,270483 | 0,100837 | 2,682 | 0,0128 | ** |
| tasso_int_e_2 | -0,186360 | 0,0963829 | -1,934 | 0,0646 | * |
| infl_resto_1 | 0,00491511 | 0,0243318 | 0,2020 | 0,8415 | |
| infl_resto_2 | -0,0488205 | 0,0275974 | -1,769 | 0,0891 | * |
| infl_resto_3 | 0,0510487 | 0,0237112 | 2,153 | 0,0412 | ** |
| tasso_int_m_1 | -0,0645807 | 0,0189654 | -3,405 | 0,0022 | *** |
| tasso_cambi_1 | 1,05479 | 0,0207478 | 50,84 | 9,28e-027 | *** |
| Media var. dipendente | 1,147028 | SQM var. dipendente | 0,195753 | | |
| Somma quadr. residui | 0,025837 | E.S. della regressione | 0,032147 | | |
| R-quadro | 0,980169 | R-quadro corretto | 0,973030 | | |
| F(9, 25) | 831,9454 | P-value(F) | 1,11e-28 | | |
| Log-verosimiglianza | 76,53516 | Criterio di Akaike | -133,0703 | | |
| Criterio di Schwarz | -117,5168 | Hannan-Quinn | -127,7013 | | |
| rho | 0,128693 | Valore h di Durbin | 0,755954 | | |

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 12 (infl_resto_1)

4.2 Analisi diagnostica

Come primo aspetto si nota che il valore dell'R-quadro è pari a 0.973030, questo implica che il modello stimato è buono poiché riesce a spiegare circa il 97% della variabilità delle osservazioni.

Osserviamo se c'è autocorrelazione nei residui del modello:

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 4
 OLS, usando le osservazioni 1999:4-2008:2 (T = 35)
 Variabile dipendente: uhat

| | coefficiente | errore std. | rapporto t | p-value |
|---------------|--------------|-------------|------------|---------|
| const | -0,0156391 | 0,0569454 | -0,2746 | 0,7863 |
| infl_europe_1 | 0,00124548 | 0,0468007 | 0,02661 | 0,9790 |
| infl_europe_2 | 0,000756255 | 0,0419013 | 0,01805 | 0,9858 |
| tasso_int_e_1 | -0,0231319 | 0,134456 | -0,1720 | 0,8651 |
| tasso_int_e_2 | 0,0206400 | 0,123699 | 0,1669 | 0,8691 |
| infl_resto_1 | -0,00620424 | 0,0377581 | -0,1643 | 0,8711 |
| infl_resto_2 | -0,00544255 | 0,0369171 | -0,1474 | 0,8842 |
| infl_resto_3 | -0,00357949 | 0,0349387 | -0,1025 | 0,9194 |
| tasso_int_m_1 | 0,00236481 | 0,0282720 | 0,08365 | 0,9341 |
| tasso_cambi_1 | 0,0214477 | 0,0440284 | 0,4871 | 0,6312 |
| uhat_1 | 0,0636712 | 0,220266 | 0,2891 | 0,7754 |
| uhat_2 | -0,116624 | 0,223182 | -0,5225 | 0,6068 |
| uhat_3 | -0,178849 | 0,235969 | -0,7579 | 0,4569 |
| uhat_4 | -0,230860 | 0,242332 | -0,9527 | 0,3516 |

R-quadro = 0,102538

Statistica test: LMF = 0,599828,
 con p-value = $P(F(4,21) > 0,599828) = 0,667$

Statistica alternativa: $TR^2 = 3,588822$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 3,58882) = 0,465$

Ljung-Box $Q' = 4,38499$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 4,38499) = 0,356$

Dai risultati è evidente che tutti tre i test non rifiutano l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione nel modello nemmeno con significatività del 10%.

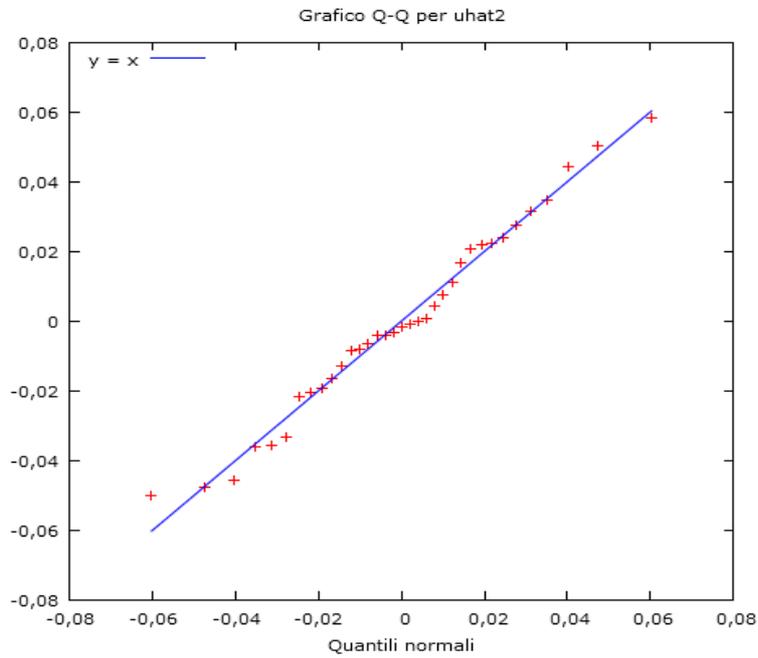
Verifichiamo se c'è eteroschedasticità:

Test di White per l'eteroschedasticità -
 Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente
 Statistica test: LM = 12,9764
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(14) > 12,9764) = 0,528386$

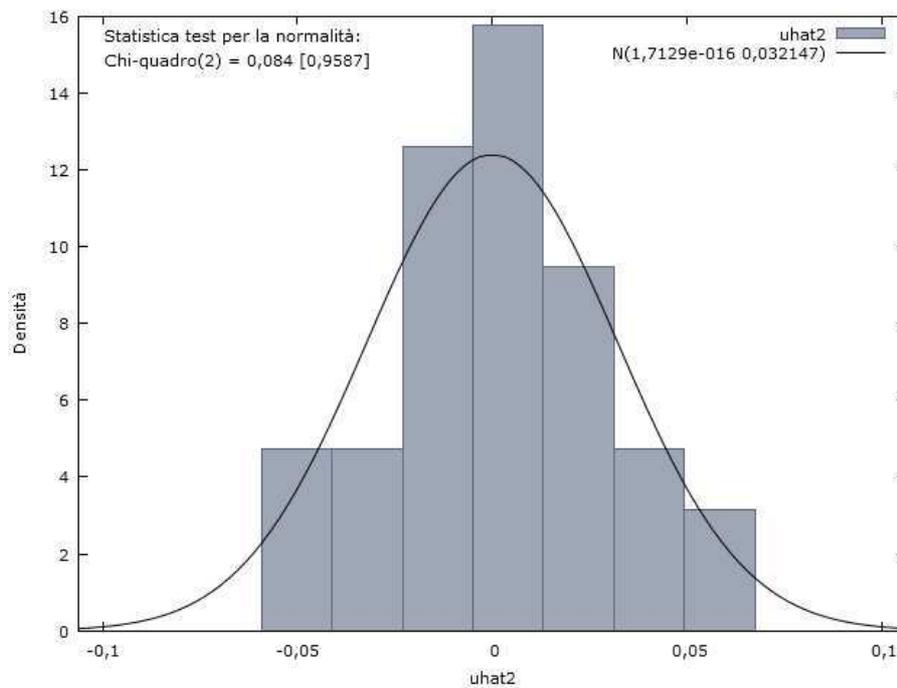
Il test non rifiuta l'ipotesi nulla di assenza di eteroschedasticità anche con un livello di significatività del 10%.

Ora analizziamo i residui del modello stimato:

QQplot dei residui:



Istogramma dei residui:



Dai grafici sembra evidente che gli errori siano realizzazioni di una variabile casuale con distribuzione Normale.

Ora formalizziamo tale ipotesi tramite il test di normalità:

```
Test per la normalità dei residui -  
Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente  
Statistica test: Chi-quadro(2) = 0,0842861  
con p-value = 0,958733
```

Come si era ipotizzato anche dal risultato del test non si rifiuta l'ipotesi nulla che gli errori si distribuiscono normalmente, nemmeno con un livello di significatività del 10%.

Dalle considerazioni statistiche fatte finora possiamo affermare che il modello sembra buono per rappresentare e descrivere il comportamento della variabile risposta.

4.3 Interpretazione economica dei risultati

A livello economico si nota che, a differenza dell'analisi fatta precedentemente con l'intero campione di dati, nel modello più parsimonioso risultano significative tutte le variabili esplicative di partenza.

Come in precedenza l'obiettivo è vedere come il comportamento delle variabili esplicative influenzi il valore della variabile risposta.

Per prima cosa, si nota che la variabile inflazione europea è significativa al secondo ritardo e il valore del suo coefficiente è pari a 0,135575. Questo è in accordo con i risultati ottenuti in precedenza nel modello 3, in cui si prendeva in considerazione l'intero campione di dati. Ciò, coerentemente con le teorie macroeconomiche, può essere spiegato dal fatto che, a parità delle altre variabili indipendenti, se l'inflazione europea aumenta vi sarà un conseguente aumento del tasso di interesse mosso dalla banca centrale, ciò comporterà che agli investitori converrà vendere

dollari e comprare euro. Tale azione causerà un apprezzamento dell'euro ed un conseguente aumento del tasso di cambio nominale euro/dollaro.

Osservando il modello inoltre notiamo, al contrario del modello 3, che la variabile tasso di interesse europeo è significativa sia al primo che al secondo ritardo.

Il valore complessivo del coefficiente di tale variabile si ottiene sommando i coefficienti dei due ritardi e quindi il risultato sarà $0,270483 - 0,186360 = 0,084123$.

Anche questa situazione risulta coerente con le teorie macroeconomiche infatti, a parità delle altre variabili indipendenti, se il tasso di interesse europeo aumenta ritorniamo nella situazione già incontrata in precedenza. Ovvero risulterà conveniente agli investitori vendere dollari e comprare euro comportando così un apprezzamento dell'euro e un aumento del tasso di cambio nominale euro/dollaro.

Anche il valore del coefficiente della variabile tasso di interesse del resto del mondo pari a $-0,0645807$ è in accordo con i risultati ottenuti nel modello 3. Infatti, a parità delle altre variabili esplicative, un aumento del tasso di interesse del resto del mondo comporterebbe un aumento del rendimento americano con il conseguente apprezzamento del dollaro rispetto all'euro. Ciò avrà come conseguenza la diminuzione del valore del tasso di cambio nominale euro/dollaro.

Per quanto riguarda la variabile esplicativa inflazione del resto del mondo notiamo che complessivamente il suo valore è dato dall'operazione $0,0510487 - 0,0488205$ che sono i valori dei due ritardi significativi e risulta pari a $0,0022282$.

Questo risultato invece merita attenzione poiché si discosta sia dai risultati ottenuti in precedenza nel modello 3, sia dalle teorie macroeconomiche enunciate finora. Infatti, il valore trovato in quest'ultimo modello sosterebbe l'ipotesi che, a parità delle altre variabili indipendenti, ad un aumento dell'inflazione del resto del mondo

corrisponderebbe un aumento del tasso di cambio nominale poiché il valore del coefficiente è pari allo 0.0022 circa. Ciò si discosta ampiamente dai risultati trovati nel modello precedente che sostenevano il contrario: a parità delle altre variabili indipendenti, un aumento dell'inflazione del resto del mondo avrebbe portato una diminuzione del valore della variabile risposta. Quest'ultimo risultato si scontra anche con le teorie macroeconomiche secondo cui un aumento dell'inflazione americana dovrebbe portare ad un aumento dell'inflazione degli Stati Uniti provocando una crescita del tasso d'interesse nominale da parte delle banche statunitensi quindi, come conseguenza, si verificherà l'aumento del rendimento americano con il conseguente apprezzamento del dollaro rispetto all'euro.

La discordanza di tale risultato però può essere spiegata dal fatto che, come già dimostrato nella pagine precedenti, vi è una sorta di multicollinearità nelle variabili esplicative del modello. Quest'aspetto quindi può portare a delle piccole distorsioni in materia di stima. A questo punto è doveroso notare che il valore complessivo della variabile esplicativa in esame è si negativo ma la sua stima è molto prossima allo zero. Infatti essendo pari a 0.0022282 basterebbe una piccola distorsione per rendere il suo reale valore da negativo a positivo o viceversa.

4.4 Analisi del coefficiente della variabile inflazione del resto del mondo

Per verificare formalmente la tesi appena enunciata eliminiamo dal modello 6, di pagina 37, il terzo ritardo della variabile inflazione del resto del mondo. Dopo tale modifica diventerà rilevante osservare come muteranno le stime del modello e in quale modo si modificheranno le significatività dei vari coefficienti. Teoricamente, se

non ci fosse multicollinearità nel modello, l'eliminazione del terzo ritardo della variabile inflazione del resto del mondo non dovrebbe comportare variazioni nelle stime dei coefficienti delle altre variabili esplicative, ma dovrebbe modificare solo i coefficienti del primo e il secondo ritardo della variabile in esame e far sì che questi ultimi acquistino più significatività. Tale comportamento dovrebbe essere giustificato dal fatto che, in assenza di multicollinearità, la perdita dell'informazione causata dall'eliminazione del terzo ritardo della variabile inflazione del resto del mondo, dovrebbe essere colta solo dai due suoi successivi ritardi e non dalle altre variabili esplicative perché queste ultime dovrebbero essere perfettamente indipendenti da essa.

Modello 7: OLS, usando le osservazioni 1999:3-2008:2 (T = 36)

Variabile dipendente: tasso_cambio

Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

| | coefficiente | errore std. | rapporto t | p-value | |
|---------------|--------------|-------------|------------|-----------|-----|
| const | -0,0980387 | 0,0360042 | -2,723 | 0,0112 | ** |
| infl_europe_1 | -0,0452142 | 0,0412264 | -1,097 | 0,2824 | |
| infl_europe_2 | 0,105828 | 0,0322877 | 3,278 | 0,0029 | *** |
| tasso_int_e_1 | 0,0907832 | 0,119331 | 0,7608 | 0,4534 | |
| tasso_int_e_2 | -0,0346371 | 0,115446 | -0,3000 | 0,7665 | |
| infl_resto_1 | -0,0108725 | 0,0260787 | -0,4169 | 0,6800 | |
| infl_resto_2 | -0,0297803 | 0,0302296 | -0,9851 | 0,3333 | |
| tasso_int_m_1 | -0,0351999 | 0,0224317 | -1,569 | 0,1282 | |
| tasso_cambi_1 | 1,08229 | 0,0201990 | 53,58 | 5,88e-029 | *** |

| | | | |
|-----------------------|-----------|------------------------|-----------|
| Media var. dipendente | 1,144306 | SQM var. dipendente | 0,193625 |
| Somma quadr. residui | 0,032410 | E.S. della regressione | 0,034646 |
| R-quadro | 0,975301 | R-quadro corretto | 0,967982 |
| F(8, 27) | 595,2750 | P-value(F) | 2,65e-28 |
| Log-verosimiglianza | 75,14880 | Criterio di Akaike | -132,2976 |
| Criterio di Schwarz | -118,0459 | Hannan-Quinn | -127,3234 |
| rho | 0,168534 | Valore h di Durbin | 1,004256 |

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 10 (tasso_int_e_2)

Si nota che l'esclusione del terzo ritardo della variabile inflazione del resto del mondo porta ad un rilevante cambiamento delle significatività di tutte le variabili

esplicative ciò può essere quindi dovuto, come sopra enunciato, alla presenza di multicollinearità nel modello. A questo punto, applicando il solito algoritmo spiegato a pagina 21, troviamo il modello più parsimonioso e ne riportiamo l'output finale.

Modello 8: OLS, usando le osservazioni 1999:3-2008:2 (T = 36)
 Variabile dipendente: tasso_cambio
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

| | coefficiente | errore std. | rapporto t | p-value | |
|-----------------------|--------------|------------------------|------------|-----------|-----|
| const | -0,108688 | 0,0322072 | -3,375 | 0,0021 | *** |
| infl_europe_1 | -0,0570516 | 0,0346279 | -1,648 | 0,1099 | |
| infl_europe_2 | 0,0871759 | 0,0311893 | 2,795 | 0,0090 | *** |
| tasso_int_e_1 | 0,0816833 | 0,0381117 | 2,143 | 0,0403 | ** |
| tasso_int_m_1 | -0,0450612 | 0,0175056 | -2,574 | 0,0152 | ** |
| tasso_cambi_1 | 1,07303 | 0,0204914 | 52,37 | 4,75e-031 | *** |
| Media var. dipendente | 1,144306 | SQM var. dipendente | 0,193625 | | |
| Somma quadr. residui | 0,033491 | E.S. della regressione | 0,033412 | | |
| R-quadro | 0,974477 | R-quadro corretto | 0,970223 | | |
| F(5, 30) | 705,2771 | P-value(F) | 3,79e-30 | | |
| Log-verosimiglianza | 74,55810 | Criterio di Akaike | -137,1162 | | |
| Criterio di Schwarz | -127,6151 | Hannan-Quinn | -133,8000 | | |
| rho | 0,161687 | Valore h di Durbin | 0,963661 | | |

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 6 (infl_europe_1)

Considerazioni statistiche

Si osserva, come prima cosa, che l'R-quadro corretto è pari a 0.967982, quindi questo modello anche se più parsimonioso del precedente è comunque da considerarsi altrettanto buono per il fatto che riesce a spiegare il 97% circa della varianza delle osservazioni.

Osserviamo se c'è eteroschedasticità:

Test di White per l'eteroschedasticità -
 Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente
 Statistica test: LM = 26,0648
 con p-value = P(Chi-quadro(19) > 26,0648) = 0,128392

Il test di White non rifiuta l'ipotesi nulla di assenza di eteroschedasticità anche con significatività del 10%.

Osserviamo se c'è autocorrelazione seriale:

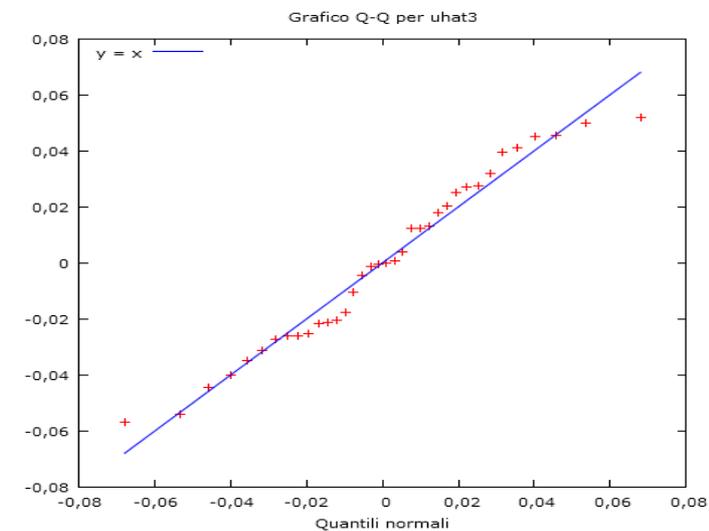
Statistica test: LMF = 0,606769,
con p-value = $P(F(4,26) > 0,606769) = 0,661$

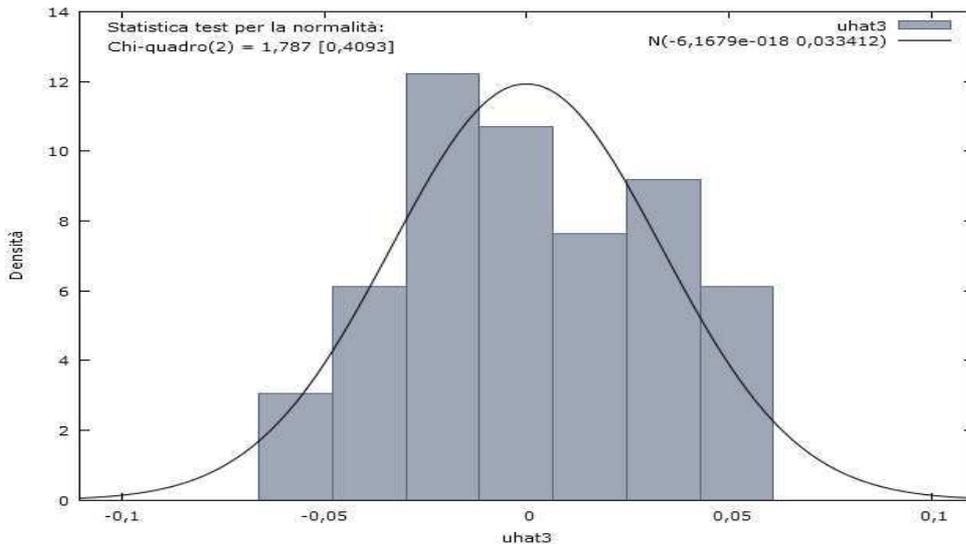
Statistica alternativa: $TR^2 = 3,073644$,
con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 3,07364) = 0,546$

Ljung-Box $Q' = 3,47783$,
con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 3,47783) = 0,481$

I tre test non rifiutano l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione anche con significatività del 10%.

Analizziamo i residui:





Dai grafici sembra che i residui possano essere distribuiti normalmente anche se bisogna notare dal qqplot una leggera pesantezza delle code poiché i valori iniziali e finali si discostano leggermente dalla qqline. Ora però formalizziamo tale ipotesi

attraverso il test di normalità:

```
Test per la normalità dei residui -
Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente
Statistica test: Chi-quadro(2) = 1,78667
con p-value = 0,409289
```

Dal test si nota che non si può rifiutare l'ipotesi nulla di normalità dei residui nemmeno con significatività del 10%.

Interpretazione dei risultati

Dopo le riflessioni statistiche e dopo aver notato quindi che il modello stimato non mostra problemi diagnostici, possiamo porre l'attenzione sull'interpretazione dei risultati a livello economico.

Si nota in primo luogo che la variabile inflazione del resto del mondo non risulta più significativa. Questo conferma l'ipotesi di possibile presenza di multicollinearità tra le esplicative. A prova di quanto detto in precedenza, troviamo un'ulteriore

conferma sul fatto che, la possibile negatività del coefficiente della variabile in esame può essere dovuta proprio a causa della dipendenza con le altre esplicative.

Le stime degli altri coefficienti invece sono tutte coerenti con le teorie macroeconomiche e ai risultati del modello 3 di pagina 22. Infatti il coefficiente della variabile inflazione europea è positivo e pari a 0,0871759, quello della variabile tasso di interesse europeo è anch'esso positivo e uguale 0,0816833, e infine, come ci si aspettava quello del tasso di interesse del resto del mondo risulta negativo con coefficiente pari a - 0,0450612.

Capitolo 5

5.1 Il modello per la variazione del tasso di cambio nominale euro/dollaro

A questo punto risulta molto interessante trasformare la variabile risposta in modo che rappresenti non più il valore nominale del tasso di cambio euro/dollaro, ma la variazione tra il valore del tasso nominale al tempo t e $t-1$. In questa maniera la serie storica di dati avrà un'osservazione in meno e avrà inizio con il valore della variazione tra tasso di cambio nominale del secondo trimestre 1999 e il primo trimestre 1999, mentre terminerà con la variazione tra il tasso di cambio nominale del quarto trimestre 2009 e quello del terzo trimestre 2009. Proprio per questo motivo eliminiamo l'osservazione riguardante il primo trimestre 1999 di tutte le variabili esplicative.

Questo modello è molto utile a livello interpretativo per il fatto che ora la variabile risposta misura proprio il cambiamento del valore del tasso di cambio nominale tra un trimestre e il suo successivo. Infatti questo modello non fa capire direttamente, come succedeva in precedenza, in che maniera le esplicative possano determinare il valore nominale effettivo del tasso di cambio euro/dollaro, ma in che maniera le esplicative hanno fatto variare il valore del tasso di cambio nominale euro/dollaro nel corso dei trimestri.

Si propone ora il modello iniziale in cui la variabile risposta rappresenta la variazione del tasso nominale euro/dollaro:

Modello 9: OLS, usando le osservazioni 2000:1-2009:4 (T = 40)

Variabile dipendente: d_tasso_cambio

Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

| | coefficiente | errore std. | rapporto t | p-value | |
|-----------------------|--------------|------------------------|------------|----------|-----|
| const | 0,0790745 | 0,0638026 | 1,239 | 0,2272 | |
| infl_europe_1 | 0,000162604 | 0,0401301 | 0,004052 | 0,9968 | |
| infl_europe_2 | 0,170147 | 0,0310008 | 5,488 | 1,21e-05 | *** |
| infl_europe_3 | -0,0482781 | 0,0400754 | -1,205 | 0,2401 | |
| tasso_int_e_1 | -0,00486227 | 0,0998501 | -0,04870 | 0,9616 | |
| tasso_int_e_2 | -0,0687067 | 0,120294 | -0,5712 | 0,5732 | |
| tasso_int_e_3 | -0,00638815 | 0,119431 | -0,05349 | 0,9578 | |
| infl_resto_1 | -0,103144 | 0,0351301 | -2,936 | 0,0072 | *** |
| infl_resto_2 | -0,0661427 | 0,0304699 | -2,171 | 0,0401 | ** |
| infl_resto_3 | 0,0570116 | 0,0266644 | 2,138 | 0,0429 | ** |
| tasso_int_m_1 | -0,0828994 | 0,0913462 | -0,9075 | 0,3731 | |
| tasso_int_m_2 | 0,236729 | 0,141448 | 1,674 | 0,1072 | |
| tasso_int_m_3 | -0,151003 | 0,0974956 | -1,549 | 0,1345 | |
| d_tasso_cam_1 | 0,386708 | 0,126790 | 3,050 | 0,0055 | *** |
| d_tasso_cam_2 | -0,140287 | 0,173613 | -0,8080 | 0,4270 | |
| d_tasso_cam_3 | 0,0588164 | 0,215539 | 0,2729 | 0,7873 | |
| Media var. dipendente | 0,010970 | SQM var. dipendente | 0,055466 | | |
| Somma quadr. residui | 0,044913 | E.S. della regressione | 0,043259 | | |
| R-quadro | 0,625667 | R-quadro corretto | 0,391709 | | |
| F(15, 24) | 30,20041 | P-value(F) | 5,98e-12 | | |
| Log-verosimiglianza | 79,08056 | Criterio di Akaike | -126,1611 | | |
| Criterio di Schwarz | -99,13906 | Hannan-Quinn | -116,3908 | | |
| rho | -0,121668 | Valore h di Durbin | -1,244014 | | |

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 7 (infl_europe_1)

Applicando l'algoritmo di selezione usato finora si cerca di trovare il modello più parsimonioso possibile.

Il modello più parsimonioso è il seguente:

Modello 10: OLS, usando le osservazioni 1999:4-2009:4 (T = 41)
 Variabile dipendente: d_tasso_cambio
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

| | coefficiente | errore std. | rapporto t | p-value | |
|---------------|--------------|-------------|------------|----------|-----|
| const | 0,0152965 | 0,0227546 | 0,6722 | 0,5064 | |
| infl_europe_1 | -0,00518185 | 0,0385088 | -0,1346 | 0,8938 | |
| infl_europe_2 | 0,178888 | 0,0312179 | 5,730 | 2,65e-06 | *** |
| infl_resto_1 | -0,0948093 | 0,0316848 | -2,992 | 0,0054 | *** |
| infl_resto_2 | -0,0858548 | 0,0269183 | -3,189 | 0,0033 | *** |
| infl_resto_3 | 0,0578309 | 0,0134733 | 4,292 | 0,0002 | *** |
| tasso_int_m_1 | -0,0237254 | 0,0699860 | -0,3390 | 0,7369 | |
| tasso_int_m_2 | 0,230078 | 0,137215 | 1,677 | 0,1036 | |
| tasso_int_m_3 | -0,227027 | 0,0890149 | -2,550 | 0,0159 | ** |
| d_tasso_cam_1 | 0,312447 | 0,0953833 | 3,276 | 0,0026 | *** |

| | | | |
|-----------------------|-----------|------------------------|-----------|
| Media var. dipendente | 0,010436 | SQM var. dipendente | 0,054875 |
| Somma quadr. residui | 0,051398 | E.S. della regressione | 0,040719 |
| R-quadro | 0,573282 | R-quadro corretto | 0,449396 |
| F(9, 31) | 15,12023 | P-value(F) | 4,72e-09 |
| Log-verosimiglianza | 78,79893 | Criterio di Akaike | -137,5979 |
| Criterio di Schwarz | -120,4621 | Hannan-Quinn | -131,3580 |
| rho | -0,067546 | Valore h di Durbin | -0,535643 |

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 7 (infl_europe_1)

5.2 Analisi diagnostica

In primo luogo è rilevante notare che l'R-quadro corretto è pari a 0.449396 quindi è doveroso esplicitare che il modello coglie circa il 45% della variabilità dei dati.

Si è ottenuto un modello che possiede una minore bontà rispetto agli altri proposti nelle pagine precedenti.

Osserviamo se è presente autocorrelazione:

```
Statistica test: LMF = 2,311312,  
con p-value = P(F(4,27) > 2,31131) = 0,0834
```

```
Statistica alternativa: TR^2 = 10,458064,  
con p-value = P(Chi-quadro(4) > 10,4581) = 0,0334
```

```
Ljung-Box Q' = 6,45998,  
con p-value = P(Chi-quadro(4) > 6,45998) = 0,167
```

Osservando il test Breusch-Godfrey si nota che ad un livello di significatività del 5% non si può rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione.

Dall'output del secondo test invece si rifiuta l'ipotesi nulla con un livello di significatività pari al 5%.

Infine il test di Ljung-Box non rifiuta l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione nemmeno con un livello di significatività del 10%.

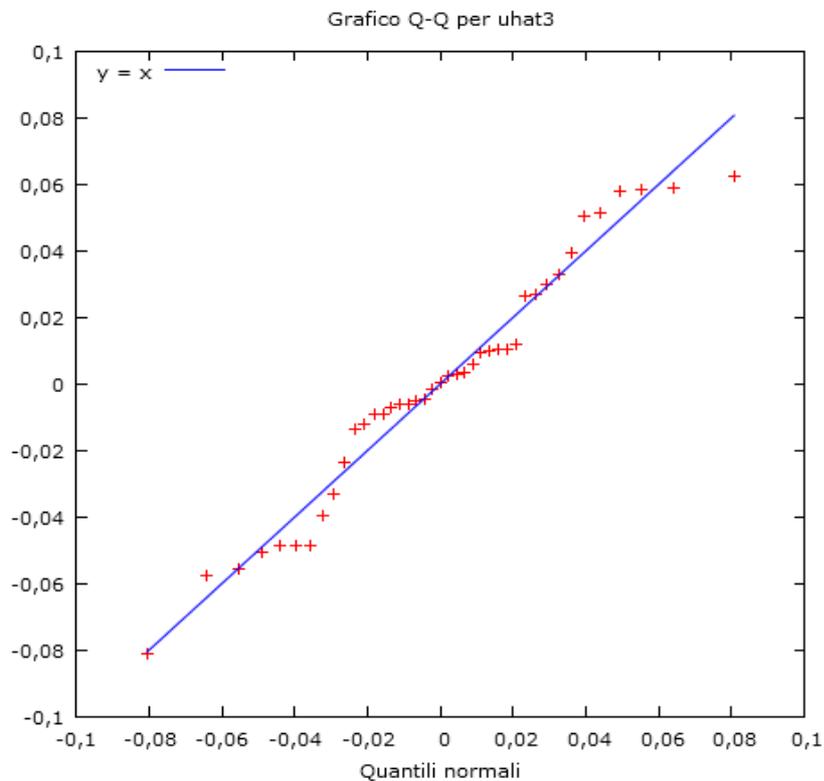
Verifichiamo se c'è eteroschedasticità:

```
Test di White per l'eteroschedasticità -  
Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente  
Statistica test: LM = 17,8648  
con p-value = P(Chi-quadro(13) > 17,8648) = 0,162722
```

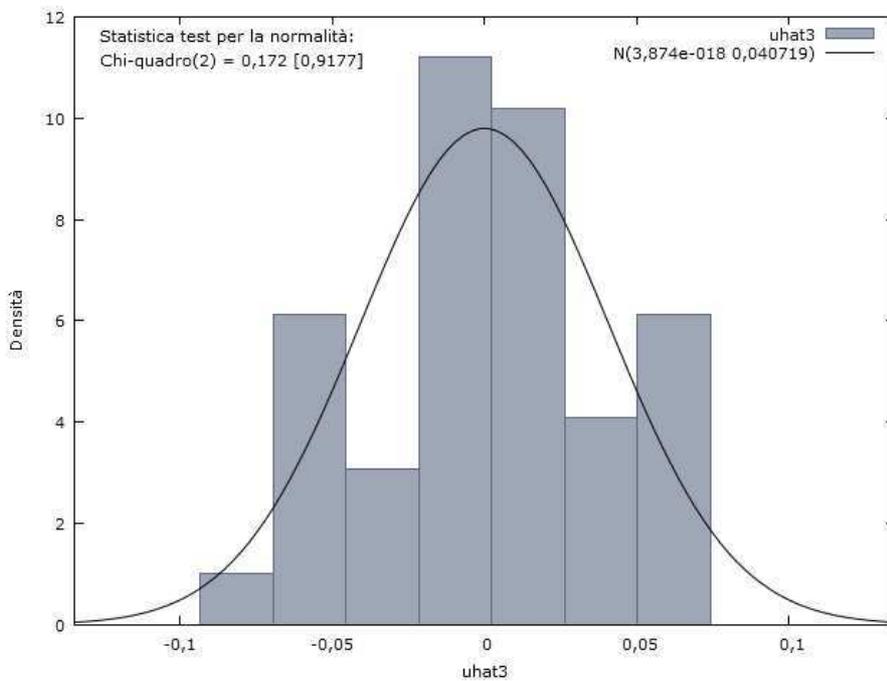
Il test di White non rifiuta l'ipotesi nulla di assenza di eteroschedasticità nemmeno con livello di significatività del 10%.

Analisi dei residui.

Qqnorm dei residui:



Istogramma dei residui:



Dai due grafici si può osservare che i residui si dovrebbero distribuire normalmente, può essere rilevante notare che nel qqplot sembra che ci sia una coda leggermente

pesante a destra ma tale da non compromettere la normalità dei residui. Per formalizzare tali supposizioni facciamo il test usato per verificare la normalità.

```
Test per la normalità dei residui -  
Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente  
Statistica test: Chi-quadro(2) = 0,171739  
con p-value = 0,917714
```

Come si pensava dal test non si può rifiutare l'ipotesi nulla di normalità degli errori nemmeno con un livello di significatività del 10%.

5.3 Interpretazione economica dei risultati

Osservando la prima variabile esplicativa, cioè l'inflazione europea, si nota che il suo coefficiente è positivo ed è pari a 0,178888.

L'inflazione del resto del mondo risulta significativa in tutti e tre i suoi ritardi e complessivamente il suo coefficiente è negativo e pari alla somma dei tre coefficienti $0,0578309 - 0,0858548 - 0,0948093 = -0,1228332$.

Infine è significativo anche il terzo ritardo della variabile tasso di interesse del resto del mondo ed è pari a -0,227027.

Ciò che è davvero importante notare in questo modello è che i risultati ottenuti confermano tutte le teorie dedotte dai risultati dei modelli precedenti. Infatti dall'output di tale modello si evince che l'aumento dell'inflazione europea, a parità delle altre variabili esplicative, comporterà un contributo positivo nella variazione del tasso di cambio nominale tra euro/dollaro, mentre un aumento delle altre due variabili esplicative quali inflazione del resto del mondo o tasso di interesse del resto del mondo, a parità delle altre variabili esplicative, comporterà una variazione negativa del tasso di cambio che abbiamo preso in esame finora.

Conclusioni

Il valore del tasso di cambio nominale tra due valute, com'è noto, varia nel tempo. Nello specifico, prendendo come variabile di interesse il tasso di cambio nominale tra euro e dollaro, si è cercato di capire quali variabili macroeconomiche possano realmente influenzarne il valore.

Dalle analisi fatte si nota che il tasso di cambio nominale euro/dollaro è determinato da più variabili macroeconomiche strettamente collegate tra loro.

Le variabili risultate maggiormente influenti dalle analisi di questo studio sono: l'inflazione europea, il tasso di interesse europeo di breve periodo, l'inflazione del resto del mondo, il tasso di interesse di breve periodo del resto del mondo.

Ciò non ci sorprende perché il tasso di cambio nominale può essere definito come un vero e proprio prezzo di una valuta nei confronti di un'altra. Quindi, come ogni prezzo, ciò che può causarne uno scostamento dalla base di costo è l'influenza della domanda e dell'offerta di moneta. Non a caso, infatti, tutte le variabili che sono risultate altamente significative nella determinazione del valore della variabile di interesse sono strettamente collegate proprio nella determinazione appunto del rapporto tra la domanda e l'offerta.

E' rilevante sottolineare che, dopo varie considerazioni e accorgimenti statistici, tutti i risultati dei modelli proposti, alla fine delineano sempre una comune e ben precisa dipendenza di ogni variabile esplicativa nei confronti del tasso di cambio nominale tra euro e dollaro.

Dagli output si può infatti dedurre che, a parità delle altre variabili indipendenti, sia l'inflazione europea che il tasso di interesse di breve periodo europeo provocano un aumento del valore del tasso di cambio analizzato.

Contrariamente, invece, un rispettivo aumento dell'inflazione del resto del mondo e del tasso di breve periodo del resto del mondo, comporterà una diminuzione del tasso di interesse nominale tra euro e dollaro.

Molto importanti, inoltre, sono i risultati ottenuti dall'analisi condotta con il data set privato delle osservazioni rilevate durante il periodo di crisi contemporanea. Infatti, tale indagine si può considerare doverosa perché a partire dal terzo trimestre 2008 è presente l'influenza della crisi nelle singole serie storiche usate nel modello stimato con l'intero data set. Perciò, attraverso la stima dei coefficienti del modello con il periodo ridotto di osservazioni, si cerca di capire se la crisi ha potuto o meno compromettere o distorcere i risultati ottenuti in precedenza.

Dall'analisi fatta si evince però che realmente la crisi non ha compromesso in maniera radicale o sconvolgente i rapporti tra esplicative e la variabile risposta. Si giunge infatti ad una stima dei coefficienti che nuovamente confermano lo stesso comportamento complessivo delle variabili indipendenti nei confronti del tasso cambio nominale tra euro e dollaro.

Infine risulta molto utile stimare un ulteriore modello, in cui la variabile risposta non coincide con il valore nominale del tasso di cambio euro dollaro ma con la variazione di quest'ultimo nei vari trimestri che compongono il periodo preso in considerazione.

Ciò sarà utile soprattutto a livello interpretativo per il fatto che ora la variabile risposta misura proprio il cambiamento del valore del tasso nominale tra un trimestre e il suo successivo. Perciò tale modello fa capire in che maniera le

esplicative hanno fatto variare il valore del tasso di cambio nominale euro/dollaro nel corso dei trimestri.

Dall'analisi del nuovo modello si ricavano risultati tutti coerenti sia con le teorie macroeconomiche enunciate finora, sia con i risultati ricavati dalle analisi precedenti. Tale sviluppo perciò, conferma ulteriormente le riflessioni fatte in precedenza.

Bibliografia

- Andrews D. W.K. , 1993, Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point, Econometrica.
- Di Fonzo Tommaso, Lisi Francesco, 2009, Serie Storiche Economiche. Analisi statistiche e applicazioni, Carocci;
- Krämer Walter and Sibbertsen Philipp, 2002, Testing for Structural Changes in the Presence of Long Memory, International Journal of Business and Economics, Vol. 1, No. 3, 235-242, disponibile su:
<http://www.ijbe.org/table%20of%20content/pdf/vol1-3/05.pdf>;
- Mankiw Gregory e Taylor Mark, 2004, Macroeconomia, Zanichelli;
- Verbeek Marno, 2006, Econometria, Zanichelli;

Sitografia

- <http://it.wikipedia.org>
- <http://research.stlouisfed.org>
- <http://www.google.it>