

UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA

FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE

CORSO DI LAUREA IN STATISTICA ECONOMIA E FINANZA



Tesi di laurea

**Impatto della parte sistematica della politica monetaria europea
sul cambio euro/dollaro: una verifica empirica**

Relatore: DOTT. EFREM CASTELNUOVO

Laureando: ALESSANDRO ZANETTI
Matricola: 486384 – SEF

Anno Accademico 2005 - 2006

INDICE

1. INTRODUZIONE	pag 4
2. POLITICA MONETARIA EUROPEA	pag 5
2.1 Obiettivi e strategia	pag 5
2.2 La regola di Taylor	pag 6
2.3 Smoothing del tasso d'interesse	pag 8
2.4 Parità scoperta dei tassi d'interesse	pag 9
3. ANALISI DEI DATI	pag 11
3.1 Stima della regola di Taylor	pag 11
3.2 Stima del tasso di cambio	pag 16
4. CONCLUSIONI	pag 29
5. BIBLIOGRAFIA	pag 30
6. RINGRAZIAMENTI	pag 31

1. INTRODUZIONE

Attualmente il tasso di cambio euro/dollaro è circa 1.275; sono necessari quindi 1.275 dollari per acquistare un euro. Viceversa, per ottenere un dollaro occorrono 0.784 euro. Il tasso di cambio considerato è il *tasso di cambio nominale* che si distingue dal *tasso di cambio reale* perché il primo è il prezzo relativo delle valute di due paesi, mentre il secondo è il prezzo relativo dei beni di due paesi. Gli economisti, infatti, sono soliti compiere questa distinzione anche se nella realtà, quando si parla di tasso di cambio tra due paesi, ci si riferisce al tasso di cambio nominale. Tra questi due tassi, tuttavia, esiste una relazione di dipendenza non solo economica, ma anche quantitativa. Infatti, il tasso di cambio nominale è determinato dal prodotto tra il tasso di cambio reale e il rapporto tra il livello dei prezzi dei due paesi considerati. Si capisce, quindi, come un ruolo fondamentale, nella relazione tra tasso di cambio reale e nominale, lo abbia il livello dei prezzi sia domestico che estero.

Questa veloce osservazione ci permette di capire come la politica monetaria, che considera e realizza tutte quelle scelte che influenzano principalmente l'offerta di moneta e i prezzi, abbia ripercussioni, non solo sul mercato interno, ma anche sul tasso di cambio della valuta del paese stesso. La Banca Centrale, che regola la politica monetaria di un paese, ha il compito di intervenire principalmente sul tasso di interesse e l'offerta di moneta, per perseguire i suoi obiettivi: la stabilità dei prezzi, la stabilizzazione del ciclo economico, il mantenimento di un alto livello di occupazione e la stabilità finanziaria. Ma la Banca Centrale come determina la politica monetaria? E quanto questa influisce davvero sul tasso di cambio nominale?

L'analisi empirica che segue cerca di rispondere a queste domande attraverso lo studio di modelli statistici ed econometrici adeguati e giunge a delle conclusioni interessanti ma che non hanno la presunzione di essere completamente esaustive. Tuttavia, prima di esporre il mio studio, penso sia opportuno soffermarci su alcuni concetti di politica monetaria, in particolare su alcune procedure di stima dei tassi di interesse e di cambio che permettono di comprendere meglio le analisi successive.

2. POLITICA MONETARIA EUROPEA

La persistente rilevanza assunta dagli stati nazionali nell'Unione Europea (UE) ha reso necessario che in Eurolandia si prevedessero istituzioni monetarie sufficientemente decentralizzate ma pur sempre in grado di condurre una politica monetaria ed economica unitaria. A tal proposito nacque il Sistema europeo di banche centrali (SEBC), composto dalla Banca centrale europea (BCE) e dalle banche centrali nazionali degli stati membri dell'Unione Europea. Il Consiglio direttivo della BCE, invece, ha il compito di formulare gli obiettivi di politica monetaria, disciplinati dal Trattato di Maastricht (dicembre 1991). Tuttavia, le prime scelte operative della BCE risalgono al 1999 quando vennero introdotti i cambi fissi delle valute all'interno dell'Euro Area; questo fu un passo importante che preannunciò l'introduzione dell'euro nel 2002.

2.1. Obiettivi e strategia

Il trattato di Maastricht attribuisce priorità assoluta alla stabilità dei prezzi, senza trascurare, tuttavia, una politica economica che sostenga e promuova lo sviluppo delle attività economiche.

La BCE, qualche anno più tardi, ha annunciato¹ che: “La stabilità dei prezzi è definita come un tasso di incremento annuo dell'Indice Armonizzato dei Prezzi al Consumo (HICP Index) per l'area dell'euro inferiore al 2%”. Successivamente, la BCE ha precisato che l'espressione “aumento inferiore al 2%” sta ad indicare che un tasso di crescita dei prezzi su base annua compreso tra lo 0% e il 2% è compatibile con l'obiettivo della stabilità dei prezzi, mentre non è compatibile una situazione di deflazione. Dal maggio 2003, la BCE ha quindi introdotto una nuova definizione di

¹ «Bollettino mensile» della Bce, gennaio 1999, p. 46

stabilità dei prezzi. In particolare, essa deve essere intesa come la situazione nella quale il tasso di crescita dei prezzi è vicino al 2% nel medio periodo.

Per il raggiungimento dei suoi obiettivi, la BCE ha delineato una strategia su due “pilastri”. Il primo riguarda la quantità di moneta: il Consiglio direttivo della BCE annuncia un valore di riferimento, tuttavia non vincolante, per la crescita dell’aggregato M3. Il secondo pilastro, costituito da un ampio ventaglio di indicatori economici, permette di disporre di una valutazione complessiva sull’andamento dei prezzi nell’Area Euro e dei rischi per la loro stabilità. Tra gli indicatori considerati dalla BCE vi sono: indicatori dell’attività economica reale, indicatori di politica fiscale, il costo del lavoro, i tassi di cambio, i prezzi internazionali. Così, se in Eurolandia i salari dovessero crescere notevolmente, la BCE potrebbe ritenere questo fenomeno una minaccia per la futura stabilità dei prezzi e attuare di conseguenza delle misure appropriate di intervento (aumento dei tassi a breve, riduzione della liquidità).

Questa strategia a due “pilastri” ha guidato le scelte e i comportamenti della Banca Centrale Europea fino al 2003; infatti, in questi ultimi anni la BCE ha preferito controllare e valutare il livello dell’inflazione, considerandolo così il principale “pilastro” della politica monetaria.

2.2. La regola di Taylor

Lo studio delle funzioni di reazione delle banche centrali, ovvero della relazione sistematica esistente tra il tasso d’interesse di *policy* e gli shock macroeconomici, ha attirato un’attenzione crescente da parte degli economisti. Le motivazioni che possono spiegare il diffuso interesse nei confronti della stima di una regola sul tasso di interesse sono essenzialmente due. In primo luogo, l’individuazione di una regola consente di descrivere il comportamento di una data banca centrale e, quindi, di

disporre di un modello per prevedere i futuri cambiamenti del tasso a breve. In secondo luogo, la funzione di reazione della banca centrale rappresenta un elemento importante per studiare l'effetto della politica monetaria sul sistema economico stesso.

Come decidere quindi il livello del tasso di interesse che permetta, evitando fluttuazioni del prodotto aggregato e dell'occupazione, di mantenere la stabilità dei prezzi?

Nel 1993 l'economista americano John B. Taylor ha proposto una regola semplice da applicare al *Federal funds rate*, ovvero il tasso d'interesse nominale con cui la Fed (la Banca Centrale degli Stati Uniti d'America) concede prestiti a breve termine alle banche commerciali:

$$\text{Federal funds rate} = r_t + \pi^* + 0.5(\pi_t - \pi^*) + 0.5x_t$$

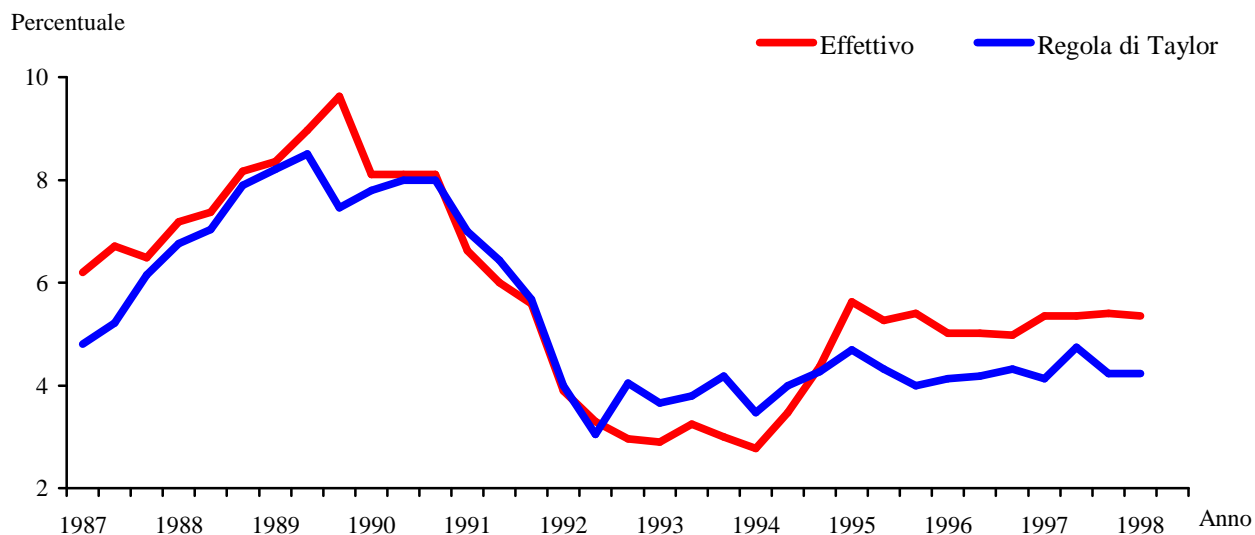
dove:

r_t è il tasso d'interesse reale di lungo periodo, π^* è il tasso d'inflazione obiettivo (pari al 2%), π_t è il tasso d'inflazione al tempo t e x_t è l'output gap. L'output gap è misurato come differenza tra PIL effettivo e potenziale. Quest'ultimo è il reddito che una nazione potrebbe produrre se i prezzi fossero completamente flessibili.

La regola di Taylor afferma che il tasso interbancario deve dipendere dal tasso d'inflazione e dal differenziale del PIL. Secondo questa equazione, nel lungo periodo, il *Federal funds rate* reale è pari al 2%, se l'inflazione è il 2% e il PIL si trova al suo livello stimato; per ogni punto percentuale di inflazione superiore al 2%, il tasso aumenta di 50 punti base; per ogni punto percentuale di PIL reale inferiore al livello stimato, il tasso diminuisce di 50 punti base; se il PIL reale aumenta al di sopra del livello previsto, il differenziale diventa negativo e il tasso aumenta.

Nel grafico seguente² è tracciato l'andamento effettivo del *Federal funds rate* e quello del tasso che si ricava dall'applicazione della regola di Taylor: si noti come le due serie siano assai simili sotto molti aspetti.

² Fonte: Mankiw, 2001, pag. 352



L'idea che è alla base di questa regola, quindi, è che le banche centrali reagiscono alle deviazioni del tasso di inflazione dal suo target: quando l'inflazione supera il suo valore obiettivo, la banca centrale manovra il tasso d'interesse affinché questo converga verso un valore desiderato e l'inflazione ritorni al suo target. Tuttavia, la convergenza del tasso di interesse al suo valore obiettivo avviene in modo graduale (*interest rate smoothing*), al fine di garantire la stabilità del sistema finanziario.

2.3. Smoothing del tasso d'interesse

La regola di Taylor ha catturato l'attenzione dei ricercatori coinvolti nell'analisi della politica monetaria da più di una decade ormai. Una ragione del suo successo è che, oltre alla sua semplicità, questa regola fornisce una buona descrizione *ex-post* della politica monetaria effettuata da alcune banche centrali di tutto il mondo.

L'adattamento della regola di Taylor migliora notevolmente quando tra i regressori viene incluso il tasso d'interesse ritardato. L'importanza del tasso d'interesse ritardato ha incoraggiato molti studiosi in questo campo ad indagare il fondamento logico dell'apparente gradualismo nella condotta della politica monetaria,

gradualismo spesso definito come *interest rate smoothing*. Una tale politica inerte può essere spiegata in differenti modi, tra i quali: l'incertezza sullo stato dell'economia del paese e sugli effetti della politica monetaria; la mancanza di informazioni che determina delle rilevazioni inevitabilmente imprecise dei dati economici e di un difficile studio delle previsioni; la credibilità della comunicazione tra privati e Banca Centrale per garantire la stabilità del mercato. Ampie fluttuazioni del tasso d'interesse, difatti, sono costose perché rendono instabile il mercato finanziario come conseguenza di una perdita di fiducia sul controllo dell'economia e di credibilità verso gli obiettivi della banca. Un intervento forte ed immediato per contrastare gli shocks di domanda e di offerta, potrebbe dunque 'innervosire' i mercati finanziari, causando una reazione a catena avente conseguenze negative su tutto il sistema economico. Reagire con cautela a questi impulsi³, sembra la scelta ottimale che ha caratterizzato la politica monetaria della BCE sin dal 1999, anno in cui nacque l'euro.

Per rendere 'operative' queste considerazioni si effettua una modifica alla regola base di Taylor inserendo, tra i regressori del modello, la serie storica ritardata del tasso d'interesse. Questa integrazione è giustificata dalla cautela con la quale il banchiere centrale agisce al fine di raggiungere gli obiettivi preposti: un tasso d'inflazione ottimale e un livello di reddito in linea con il potenziale.

Ma il tasso d'interesse, che abbiamo visto essere uno strumento importante con cui la BCE regola la sua politica monetaria, quali legami ha con il tasso di cambio?

2.4. Parità scoperta dei tassi di interesse

Le variazioni del valore del tasso di cambio sono caratterizzate da una alta volatilità e, anche per questo, sono difficili da interpretare e commentare esaurientemente. Gli

³ Per un approfondimento: Castelnuovo, 2006

economisti sospettano da molto tempo che la politica monetaria abbia un ruolo fondamentale per spiegare l'andamento del tasso di cambio.

La condizione che permette il confronto tra tassi d'interesse estero e domestico e tasso di cambio è detta *condizione di parità scoperta dei tassi d'interesse* ed è espressa dalla seguente equazione:

$$E s_{t+1} - s_t = i_t - i_t^*$$

dove:

$E s_{t+1}$ è l'aspettativa del logaritmo del tasso di cambio nominale, s_t è il logaritmo al tempo t del tasso di cambio, i e i^* sono rispettivamente il tasso di interesse domestico ed estero. Questa legge presuppone che due attività finanziarie denominate in valute diverse ma identiche per grado di rischio, liquidità, trattamento fiscale, debbono garantire lo stesso rendimento espresso in valuta comune. Infatti, la *uncovered interest parity* può anche essere descritta così:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) + \frac{S_{t+1}^e}{S_t}$$

dove:

S_{t+1}^e è l'aspettativa del tasso di cambio al tempo $(t+1)$ e S_t è il tasso di cambio al tempo t . Il primo membro dell'equazione esprime quanto l'investitore otterrà (al tempo $t+1$) per ogni unità di moneta locale investita al tempo t nei titoli del suo paese; il secondo membro è invece il rendimento atteso dell'investimento in titoli esteri espresso in moneta locale.

Il tasso di cambio, tuttavia, può subire il fenomeno di overshooting⁴, come reazione agli shocks di politica monetaria; infatti, gli economisti si sono accorti che, dopo gli accordi di Bretton-Woods, ha assunto una volatilità più alta di quella di molti aggregati macroeconomici come l'offerta di moneta, il tasso d'interesse e il PIL.

⁴ Per un approfondimento: Faust e Rogers, 2003

3. ANALISI DEI DATI

Per una maggiore chiarezza espositiva ho suddiviso la mia analisi in due stadi: il primo comprende la realizzazione e la verifica della stima del modello di politica monetaria europea suggerito dalla regola di Taylor. Nel secondo stadio, invece, valuterò quanto la parte sistematica del modello stimato influisca sul tasso di cambio euro/dollaro.

3.1. Stima della regola di Taylor

La regola di Taylor spiegata al paragrafo 2.3 può essere descritta algebricamente con questa formula:

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

dove:

i_t è il tasso di interesse e variabile dipendente del nostro modello, c è la costante che sostituisce il tasso di interesse nominale, π_t è il tasso di inflazione, y_t rappresenta l'output gap, i_{t-1} è la serie storica ritardata di un periodo del tasso d'interesse che esprime il fenomeno dello smoothing del tasso d'interesse e ε_t è il termine di errore.

I dati che ho utilizzato per la stima della regola di Taylor, recuperati dal sito internet della BCE, sono serie storiche mensili che si riferiscono all'Area Euro nel periodo compreso tra gennaio 1996 e gennaio 2006. La scelta di dati mensili, anziché trimestrali, mi ha aiutato a comprendere meglio le oscillazioni del tasso di cambio; tuttavia, ho dovuto sostituire la serie dell'output gap perché non esiste una sua rilevazione a livello mensile. Perciò ho introdotto al suo posto la serie del tasso di disoccupazione in quanto tra PIL e disoccupazione esiste una correlazione inversa conosciuta come *legge di Okun*.

In questa analisi ho aggiunto una variabile dummy nel mese di ottobre dell'anno 1999 per eliminare un'osservazione che aveva caratteristiche non comuni con il resto del campione e ho trasformato le serie storiche delle variabili in serie logaritmiche.

LOGIR sarà quindi la serie temporale logaritmica del tasso d'interesse, LOGHICP è la serie storica logaritmica dell'inflazione, DLOGUNR è la serie logdifferenziata del tasso di disoccupazione e rappresenta il tasso di crescita del tasso di disoccupazione, DUMMY99M10 è la variabile dummy, LOGIR(-1) è la serie storica logaritmica, ritardata di un periodo, del tasso d'interesse e C è la costante del modello.

Le mie aspettative di segno sui coefficienti del modello empirico sono: il coefficiente di LOGHICP deve essere significativo e con segno positivo e il coefficiente di DLOGUNR deve essere significativo e con segno negativo; inoltre, il termine di errore stimato deve distribuirsi come un *white noise*. Se ε_t si distribuisce come un *white noise* $N(0, \sigma^2)$, equivale ad ipotizzare che gli errori presenti nel modello siano generati da una successione di variabili casuali indipendenti, identicamente distribuite, di media nulla e varianza costante.

I risultati ottenuti sono sintetizzati dalla seguente tabella:

Dependent Variable: LOGIR

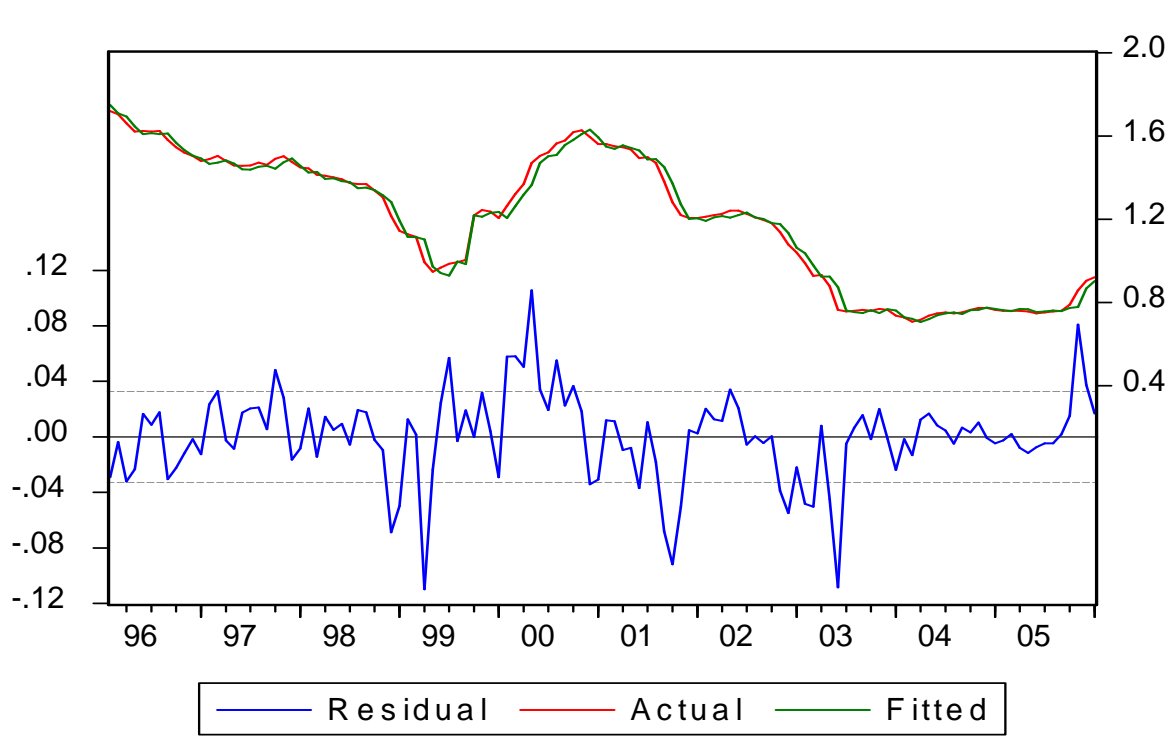
Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1996M02 2006M01

Included observations: 120 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGHICP	0.022915	0.010280	2.229081	0.0278
DLOGUNR	-0.868310	0.394088	-2.203343	0.0296
DUMMY99M10	-0.218163	0.033165	-6.578113	0.0000
LOGIR(-1)	0.987683	0.009436	104.6690	0.0000
C	0.208532	0.034741	6.002496	0.0000
R-squared	0.989676	Mean dependent var		1.196438
Adjusted R-squared	0.989317	S.D. dependent var		0.316706
S.E. of regression	0.032735	Akaike info criterion		-3.959973
Sum squared resid	0.123231	Schwarz criterion		-3.843827
Log likelihood	242.5984	F-statistic		2755.932
Durbin-Watson stat	1.050204	Prob(F-statistic)		0.000000

Dall'analisi osservo subito che tutti i coefficienti stimati sono significativi e in particolare i coefficienti di LOGHICP e di DLOGUNR sono significativi e con segno rispettivamente positivo e negativo; inoltre l' R^2 aggiustato (*adjusted R-squared*), essendo molto prossimo al valore unitario, ci consente di affermare che la devianza di LOGIR 'non spiegata' dalla regressione è molto bassa.



Nel grafico si nota come i valori fittati \hat{i}_t ottenuti dalla stima, si avvicinano molto ai valori osservati i_t e la serie storica dei residui assume valori vicino allo zero.

L'analisi dei residui è fondamentale perché permette di valutare la bontà del modello stimato. Per verificare la presenza di autocorrelazione tra i residui, è importante sottolineare che nel nostro modello non è appropriato utilizzare il valore del test *Durbin-Watson* poiché tra le variabili esplicative vi è la dipendente ritardata.

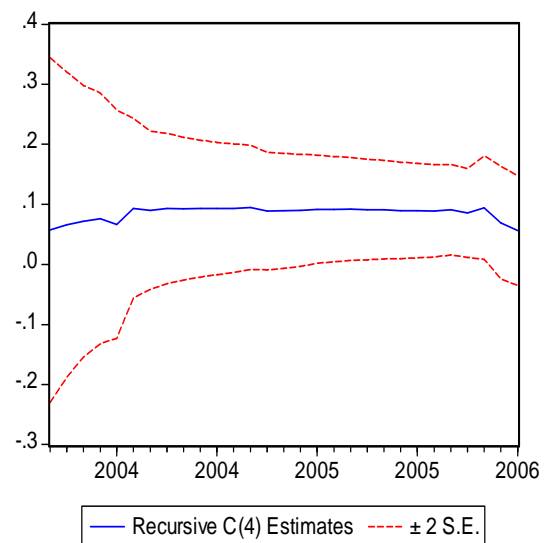
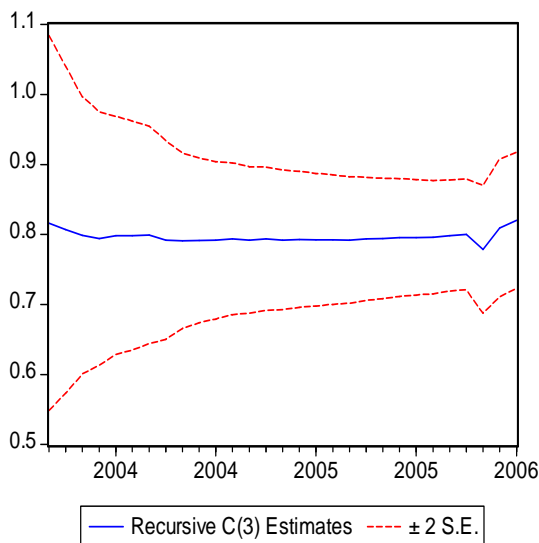
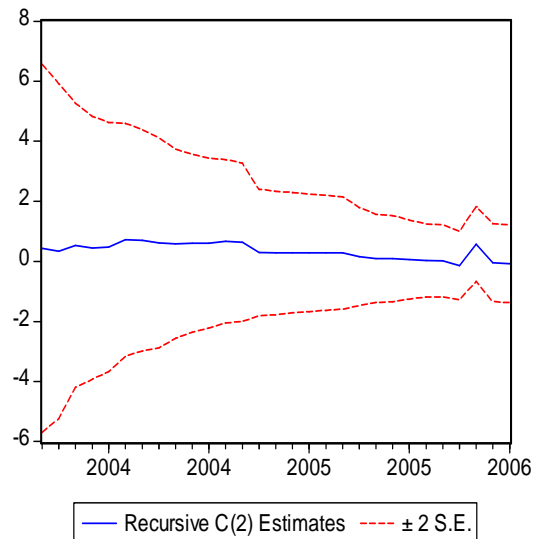
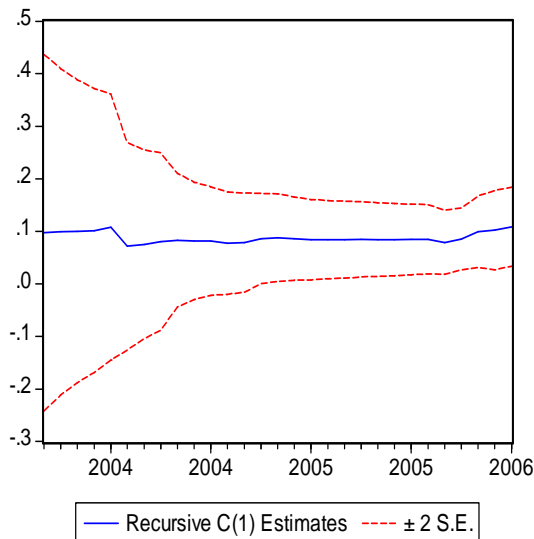
Tuttavia, analizzando il correlogramma dei residui al quadrato, possiamo affermare che i residui stessi si distribuiscono, nonostante alcune osservazioni, come un processo *white noise*, risultando quindi incorrelati. Infatti, solo una barra del correlogramma supera il valore soglia determinato dalle fasce di Bartlett: $\pm 1.96/\sqrt{n}$.

Sample: 1996:02 2006:01
 Included observations: 120

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *	. *	1	0.148	0.148	2.6806	0.102
. .	. .	2	-0.012	-0.035	2.6992	0.259
. *	. *	3	0.181	0.193	6.8157	0.078
. *	. .	4	0.069	0.011	7.4124	0.116
* .	* .	5	-0.071	-0.074	8.0584	0.153
. .	. .	6	-0.029	-0.039	8.1662	0.226
. .	. .	7	-0.006	-0.018	8.1710	0.318
* .	* .	8	-0.090	-0.068	9.2379	0.323
* .	. .	9	-0.093	-0.055	10.384	0.320
. .	. .	10	0.010	0.031	10.398	0.406
. .	. .	11	-0.051	-0.041	10.751	0.464
* .	. .	12	-0.070	-0.026	11.421	0.493
. **	. **	13	0.223	0.242	18.238	0.149
. .	. .	14	0.023	-0.057	18.314	0.193
. .	. .	15	-0.045	-0.007	18.599	0.232

Per verificare la stabilità dei coefficienti nel tempo si può attuare una stima OLS ricorsiva che consiste nello stimare i parametri della regressione ripetutamente utilizzando serie storiche sempre più ampie di dati. Ogni stima successiva è effettuata comprendendo un'osservazione in più, ripetendo il processo fino ad utilizzare tutte le osservazioni.

Nell'intervallo considerato, riferito al periodo compreso dall'anno 2003 al 2006, le stime ricorsive dei coefficienti sono:



Osservando i quattro grafici, si può affermare che i coefficienti delle quattro variabili esogene sono stabili; infatti, non sono presenti significative oscillazioni del valore dei parametri e la stabilità della stima sembra costante.

Dopo queste considerazioni, posso quindi accettare il modello di regressione indicato dalla regola di Taylor e stimato all'inizio della mia analisi.

Questo modello, come tutti i modelli statistici relativi ad una variabile, è costituito da una parte *sistematica* e da una parte *stocastica*. In particolare se:

$$Y_t = f(t) + \varepsilon_t$$

allora, $f(t)$ è la sequenza completamente deterministica che costituisce la parte *sistematica*, mentre ε_t è una sequenza di variabili casuali che rappresenta la parte *stocastica* della serie e obbedisce ad una determinata legge di probabilità.

Per ottenere la parte di politica monetaria spiegata e determinata solamente dalla regola di Taylor, devo svolgere una semplice sottrazione tra le osservazioni del logaritmo del tasso d'interesse e i residui ottenuti dalla regressione: $\hat{y}_t = i_t - \hat{\varepsilon}_t$.

Così facendo ottengo la serie \hat{y}_t , denominata LOGIRFIT, che mi servirà nel secondo stadio della mia analisi.

3.2. Stima del tasso di cambio

Per apprezzare l'impatto della parte sistematica della regola di Taylor sul tasso di cambio euro/dollaro, provo innanzitutto a stimare un modello che mi permetta di descrivere se, e quanto, il modello UIP descrive con una certa adeguatezza il tasso di cambio.

Il campione utilizzato si riferisce al periodo compreso tra maggio 1996 e gennaio 2006. La variabile endogena è LOGEXUSEC e rappresenta il logaritmo del tasso di cambio euro/dollaro. Le variabili esogene, invece, sono serie storiche di aggregati macroeconomici americani: il logaritmo delle importazioni LOGIMP, il logaritmo delle esportazioni LOGEXP, il logaritmo dell'indice dei prezzi al consumo LOGCPIAUCSL e il tasso di disoccupazione UNRATE. Ovviamente ho inserito tra i

regressori anche i logaritmi del tasso di politica monetaria americana ed europea, rispettivamente LOGFED e LOGIRFIT. Ricordo che quest'ultima variabile è realizzata con i valori fittati della regola di Taylor e rappresenta la parte sistematica della politica monetaria europea.

Per la stima del modello ho utilizzato i primi quattro ritardi delle variabili indipendenti e della variabile dipendente.

Dependent Variable: LOGEXUSEC

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1996:06 2006:01

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGEXUSEC(-1)	1.316565	0.109923	11.97719	0.0000
LOGEXUSEC(-2)	-0.568939	0.186156	-3.056255	0.0030
LOGEXUSEC(-3)	0.055765	0.184678	0.301958	0.7634
LOGEXUSEC(-4)	0.122949	0.112460	1.093264	0.2773
LOGIRFIT(-1)	-0.108442	0.067034	-1.617716	0.1093
LOGIRFIT(-2)	0.141303	0.094467	1.495793	0.1383
LOGIRFIT(-3)	0.000569	0.094530	0.006023	0.9952
LOGIRFIT(-4)	-0.041916	0.067062	-0.625041	0.5336
LOGIMP(-1)	0.072737	0.132998	0.546900	0.5858
LOGIMP(-2)	-0.070379	0.158003	-0.445431	0.6571
LOGIMP(-3)	-0.000416	0.172364	-0.002413	0.9981
LOGIMP(-4)	0.008045	0.154256	0.052154	0.9585
LOGEXP(-1)	-0.253648	0.138426	-1.832371	0.0703
LOGEXP(-2)	0.162915	0.155430	1.048156	0.2975
LOGEXP(-3)	0.063428	0.147155	0.431030	0.6675
LOGEXP(-4)	-0.021900	0.130007	-0.168454	0.8666
LOGFED(-1)	0.041035	0.050497	0.812616	0.4187
LOGFED(-2)	-0.053719	0.084333	-0.636987	0.5258
LOGFED(-3)	0.071412	0.084402	0.846103	0.3998
LOGFED(-4)	-0.057037	0.051345	-1.110847	0.2697
LOGCPIAUCSL(-1)	-0.485329	1.071370	-0.452998	0.6517
LOGCPIAUCSL(-2)	-1.491239	1.582367	-0.942410	0.3486
LOGCPIAUCSL(-3)	3.875655	1.696087	2.285057	0.0247
LOGCPIAUCSL(-4)	-1.880109	1.224154	-1.535843	0.1282
UNRATE(-1)	-0.003500	0.020821	-0.168073	0.8669
UNRATE(-2)	-0.013790	0.021757	-0.633822	0.5279
UNRATE(-3)	0.004010	0.022197	0.180640	0.8571
UNRATE(-4)	0.025794	0.018923	1.363132	0.1764
C	0.281837	0.852201	0.330717	0.7417
R-squared	0.978749	Mean dependent var		0.078510
Adjusted R-squared	0.971909	S.D. dependent var		0.126158
S.E. of regression	0.021145	Akaike info criterion		-4.662551
Sum squared resid	0.038897	Schwarz criterion		-3.974153
Log likelihood	299.4280	F-statistic		143.1013
Durbin-Watson stat	2.066825	Prob(F-statistic)		0.000000

Tuttavia, i coefficienti stimati sul quarto ritardo di tutte le variabili risultano significativamente uguali a zero. Questo risultato mi conduce a stimare un nuovo modello con le stesse variabili del modello precedente ma, anziché considerare quattro ritardi per ciascuna variabile, ne considero tre.

Dependent Variable: LOGEXUSEC

Method: Least Squares

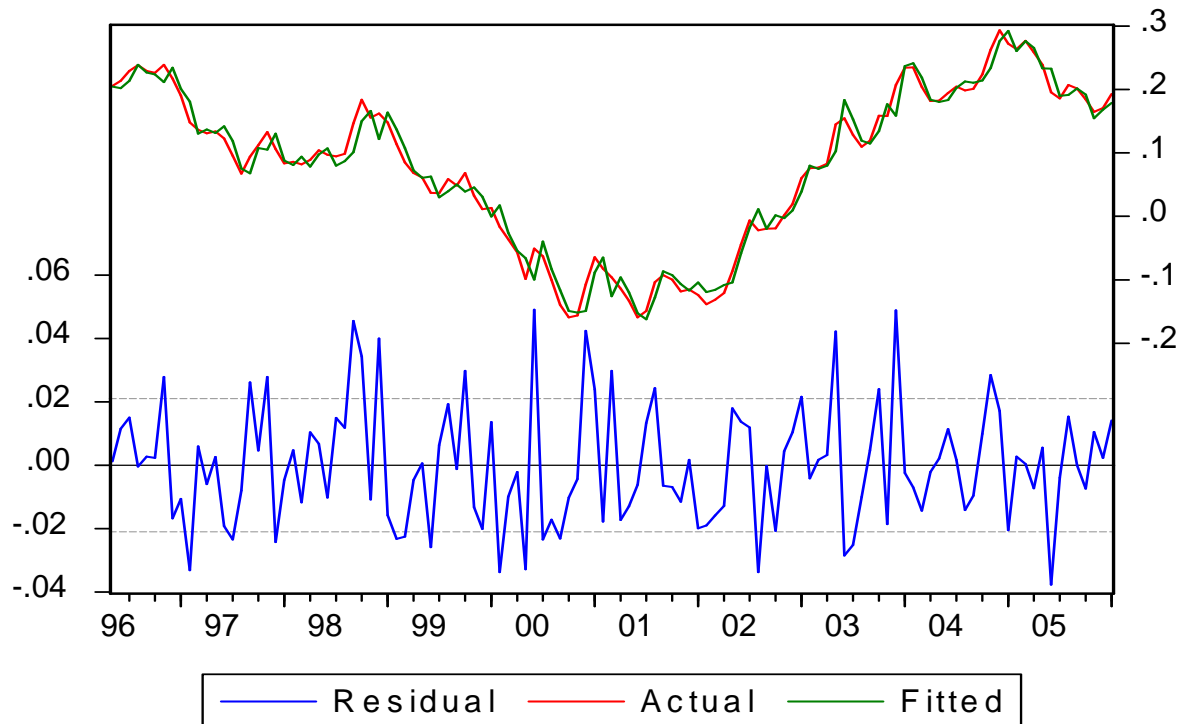
Sample(adjusted): 1996:05 2006:01

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGEXUSEC(-1)	1.344045	0.103183	13.02582	0.0000
LOGEXUSEC(-2)	-0.653343	0.165921	-3.937673	0.0002
LOGEXUSEC(-3)	0.248357	0.105956	2.343965	0.0212
LOGIRFIT(-1)	-0.096987	0.064458	-1.504654	0.1357
LOGIRFIT(-2)	0.169865	0.090544	1.876047	0.0637
LOGIRFIT(-3)	-0.079653	0.063085	-1.262638	0.2098
LOGIMP(-1)	0.115872	0.126738	0.914260	0.3629
LOGIMP(-2)	-0.044910	0.154151	-0.291336	0.7714
LOGIMP(-3)	-0.032017	0.141659	-0.226014	0.8217
LOGEXP(-1)	-0.248287	0.125707	-1.975129	0.0512
LOGEXP(-2)	0.188648	0.143385	1.315672	0.1915
LOGEXP(-3)	0.029672	0.123297	0.240655	0.8103
LOGFED(-1)	0.056167	0.048614	1.155366	0.2508
LOGFED(-2)	-0.030528	0.079928	-0.381942	0.7034
LOGFED(-3)	-0.022851	0.049230	-0.464168	0.6436
LOGCPIAUCSL(-1)	-1.133887	0.948571	-1.195363	0.2349
LOGCPIAUCSL(-2)	-0.573562	1.426894	-0.401966	0.6886
LOGCPIAUCSL(-3)	1.623094	0.964363	1.683074	0.0956
UNRATE(-1)	0.007380	0.019111	0.386153	0.7002
UNRATE(-2)	-0.015818	0.019859	-0.796510	0.4277
UNRATE(-3)	0.021951	0.018467	1.188643	0.2375
C	0.266604	0.759127	0.351199	0.7262
R-squared	0.977292	Mean dependent var		0.079597
Adjusted R-squared	0.972273	S.D. dependent var		0.126162
S.E. of regression	0.021008	Akaike info criterion		-4.720067
Sum squared resid	0.041926	Schwarz criterion		-4.200684
Log likelihood	298.1239	F-statistic		194.6942
Durbin-Watson stat	2.050196	Prob(F-statistic)		0.000000

Il valore dell' R^2 aggiustato, molto vicino a quello dell' R^2 , è molto elevato e la significatività dei coefficienti sembra essere lievemente migliorata anche se molti risultano ancora non significativi.

Infatti, il grafico dell'equazione stimata è:



I residui, inoltre, risultano incorrelati e si distribuiscono come un processo *white noise*:

Sample: 1996:05 2006:01
Included observations: 117

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	0.045	0.045	0.2457	0.620	
. .	. .	2	-0.008	-0.011	0.2543	0.881	
. .	. .	3	0.040	0.041	0.4512	0.929	
. .	. .	4	-0.051	-0.055	0.7748	0.942	
. .	. .	5	-0.024	-0.018	0.8435	0.974	
. .	. .	6	0.043	0.043	1.0790	0.982	
. *	. *	7	0.094	0.094	2.1863	0.949	
* .	* .	8	-0.088	-0.098	3.1677	0.923	
. .	. .	9	-0.039	-0.035	3.3657	0.948	
. .	. .	10	0.031	0.031	3.4899	0.967	
. .	. .	11	-0.047	-0.031	3.7818	0.976	
. .	. .	12	-0.010	-0.012	3.7951	0.987	
. .	* .	13	-0.041	-0.060	4.0228	0.991	
. .	. .	14	0.012	0.022	4.0424	0.995	
. .	. .	15	-0.041	-0.026	4.2748	0.997	
. .	. .	16	-0.030	-0.030	4.4017	0.998	
. .	. .	17	0.003	-0.012	4.4031	0.999	
. *	. *	18	0.114	0.135	6.2439	0.995	
. .	. .	19	-0.021	-0.035	6.3054	0.997	
. *	. *	20	0.088	0.092	7.4071	0.995	

Il modello, tuttavia, potrebbe essere sovrastimato e alcune variabili potrebbero non essere necessarie per una stima corretta. Eseguo allora un test-F che mi permette di controllare se, subordinatamente alla presenza delle variabili esplicative non soggette a verifica, i tre ritardi di ciascuna variabile, presi insieme, abbiano effetto su LOGEXUSEC. In altre parole, verifico se i tre coefficienti dei tre ritardi della variabile considerata di volta in volta dal test possano essere considerati nulli simultaneamente.

Null Hypothesis: $C(1)=C(2)=C(3)=0$

F-statistic	274.7030	Probability	0.000000
Chi-square	824.1091	Probability	0.000000

Null Hypothesis: $C(4)=C(5)=C(6)=0$

F-statistic	1.200357	Probability	0.313958
Chi-square	3.601070	Probability	0.307888

Null Hypothesis: $C(7)=C(8)=C(9)=0$

F-statistic	0.317203	Probability	0.812905
Chi-square	0.951610	Probability	0.812959

Null Hypothesis: $C(10)=C(11)=C(12)=0$

F-statistic	1.350738	Probability	0.262666
Chi-square	4.052213	Probability	0.255881

Null Hypothesis: $C(13)=C(14)=C(15)=0$

F-statistic	0.781259	Probability	0.507284
Chi-square	2.343778	Probability	0.504186

Null Hypothesis: $C(16)=C(17)=C(18)=0$

F-statistic	1.749759	Probability	0.162103
Chi-square	5.249277	Probability	0.154428

Null Hypothesis: $C(19)=C(20)=C(21)=0$

F-statistic	0.917479	Probability	0.435574
Chi-square	2.752436	Probability	0.431390

I risultati, tuttavia, non mi permettono di trarre nessuna conclusione certa, se non che i coefficienti stimati sui ritardi della variabile endogena sono significativamente diversi da zero.

Ripeto lo stesso test ma, anziché considerare come ipotesi nulla l'uguaglianza a zero dei coefficienti dei ritardi di ciascuna variabile, verifico la significatività congiunta dei coefficienti dei ritardi delle variabili LOGIMP, LOGEXP, LOGCPIAUCSL e UNRATE. Sottoponendo a verifica questa ipotesi, mi interessa accertare se questi aggregati macroeconomici americani, che ho inizialmente incluso nel modello per esprimere un eventuale fenomeno di overshooting, influenzino effettivamente la mia stima.

Null Hypothesis: $C(7)=C(8)=C(9)=C(10)=C(11)=C(12)=C(16)=C(17)=C(18)=C(19)=C(20)=C(21)=0$

F-statistic	1.041893	Probability	0.417969
Chi-square	12.50272	Probability	0.406195

Il valore campionario della statistica F e il p-value piuttosto alto, suggeriscono che i coefficienti posti a verifica possono essere considerati simultaneamente nulli.

Questo risultato permette di affermare che nella mia analisi gli aggregati macroeconomici americani non influiscono sulle variazioni del tasso di cambio euro/dollaro e possono essere esclusi dal modello. Nel successivo modello, tuttavia, considero il *Federal funds rate*, come suggerito dal modello teorico della UIP.

Dunque, la nuova stima è:

Dependent Variable: LOGEXUSEC

Method: Least Squares

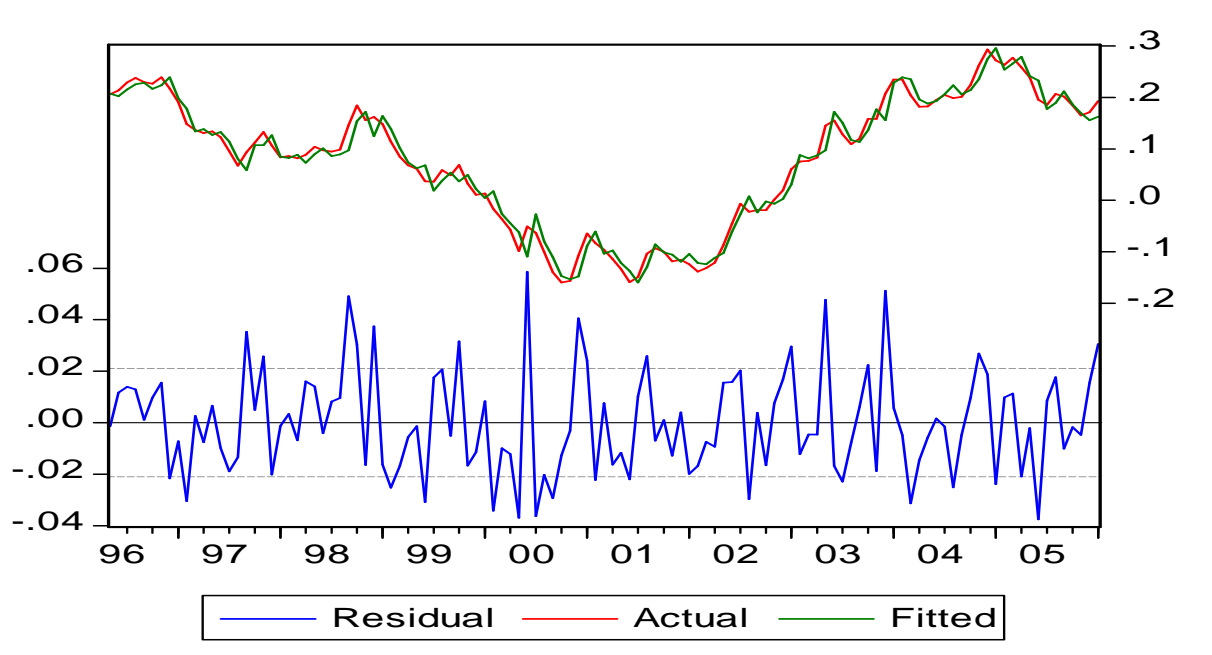
Sample(adjusted): 1996:05 2006:01

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGEXUSEC(-1)	1.355086	0.098556	13.74941	0.0000
LOGEXUSEC(-2)	-0.664263	0.160535	-4.137797	0.0001
LOGEXUSEC(-3)	0.273657	0.100868	2.713011	0.0078
LOGIRFIT(-1)	-0.086047	0.059214	-1.453168	0.1491
LOGIRFIT(-2)	0.147591	0.089043	1.657523	0.1003
LOGIRFIT(-3)	-0.048886	0.057417	-0.851426	0.3964
LOGFED(-1)	0.063136	0.044241	1.427111	0.1565
LOGFED(-2)	-0.068154	0.074252	-0.917871	0.3608
LOGFED(-3)	-0.008832	0.046495	-0.189959	0.8497
C	0.003637	0.010707	0.339695	0.7348
R-squared	0.974304	Mean dependent var		0.079597
Adjusted R-squared	0.972142	S.D. dependent var		0.126162
S.E. of regression	0.021057	Akaike info criterion		-4.801556
Sum squared resid	0.047444	Schwarz criterion		-4.565472
Log likelihood	290.8910	F-statistic		450.7795
Durbin-Watson stat	2.037796	Prob(F-statistic)		0.000000

Il valore dell' R^2 aggiustato, che spiega quanto i valori fittati si avvicinano ai valori osservati, se pur lievemente diminuito, ha mantenuto un valore prossimo a 1.

Il grafico, infatti, dimostra che, eccetto qualche osservazione, la devianza residua del modello è bassa:



Il correlogramma dei residui dimostra ancora che si tratta di un processo *white noise*:

Sample: 1996:05 2006:01
Included observations: 117

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *	. *	1 0.084	0.084	0.8383	0.360
. .	. .	2 -0.007	-0.014	0.8447	0.656
. .	. .	3 0.029	0.031	0.9477	0.814
. .	. .	4 0.006	0.001	0.9521	0.917
. .	. .	5 -0.006	-0.006	0.9572	0.966
. .	. .	6 -0.015	-0.014	0.9838	0.986
. *	. *	7 0.130	0.133	3.1098	0.875
. .	. .	8 -0.020	-0.044	3.1616	0.924
* .	* .	9 -0.079	-0.071	3.9651	0.914
. .	. .	10 0.029	0.036	4.0779	0.944
. .	. .	11 -0.004	-0.010	4.0799	0.968
. .	. .	12 0.020	0.028	4.1331	0.981
. .	. .	13 -0.052	-0.055	4.4994	0.985
. .	. .	14 -0.038	-0.048	4.6927	0.990
* .	* .	15 -0.070	-0.062	5.3692	0.989

Tuttavia, le stime dei coefficienti del modello non sembrano tutte significative. Ricorro al test-F per verificare la significatività dei coefficienti stimati sui tre ritardi delle variabili di LOGIRFIT e di LOGFED:

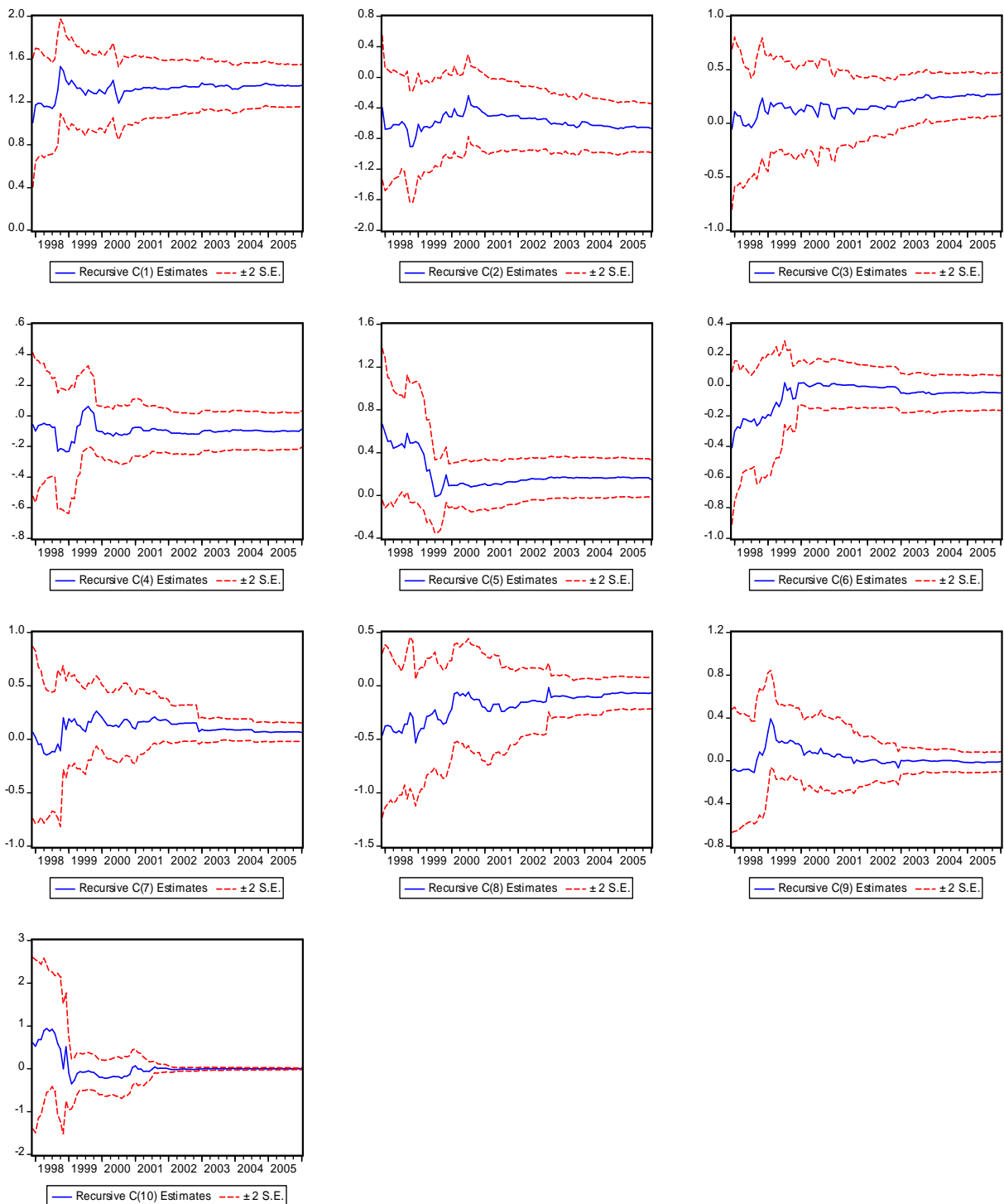
Null Hypothesis:	C(4)=C(5)=C(6)=0		
F-statistic	1.476742	Probability	0.225019
Chi-square	4.430225	Probability	0.218599

Null Hypothesis:	C(7)=C(8)=C(9)=0		
F-statistic	2.745538	Probability	0.046601
Chi-square	8.236613	Probability	0.041367

I coefficienti stimati sui ritardi di LOGIRFIT sono significativamente diversi da zero ma quelli stimati su LOGFED sono quasi in una situazione *border line*: infatti il valore del p-value, essendo 0.046601, può condurre ad accettare o a rifiutare l'ipotesi nulla a seconda che il livello di significatività del test sia rispettivamente al 99% o al 95%. Cosa fare? In questa analisi scelgo di rifiutare l'ipotesi nulla per almeno due ragioni: in primo luogo un livello di significatività del 95% è molto alto,

considerando anche il numero elevato di osservazioni. La seconda motivazione è che anche gli economisti, soprattutto negli studi di macroeconomia, sono soliti rifiutare un'ipotesi che è sostenuta da un test con un livello di significatività del 95%.

Il passo successivo è il controllo della stabilità dei coefficienti: la stime ricorsive dei coefficienti del modello sono:



Esaminando i grafici, si intuisce come i coefficienti dei ritardi di LOGFED assumono una certa stabilità attorno al 2002, anno successivo all'entrata in circolazione dell'Euro. I coefficienti dei ritardi di LOGIRFIT, invece, diventano stabili dopo il 2000: l'anno prima l'Euro ha iniziato ad esistere come forma di pagamento "non fisica" e le valute degli Stati dell'Unione Europea partecipanti furono bloccate al tasso di cambio fisso. Sembra dunque che il tasso d'interesse a breve europeo sia molto influente sul tasso di cambio euro/dollaro.

Ma se nella verifica d'ipotesi precedente avessi accettato l'ipotesi nulla, se avessi cioè escluso dal modello il *Federal funds rate*, quali risultati avrei ottenuto?

La stima del modello, eliminati i tre ritardi di LOGFED, è:

Dependent Variable: LOGEXUSEC

Method: Least Squares

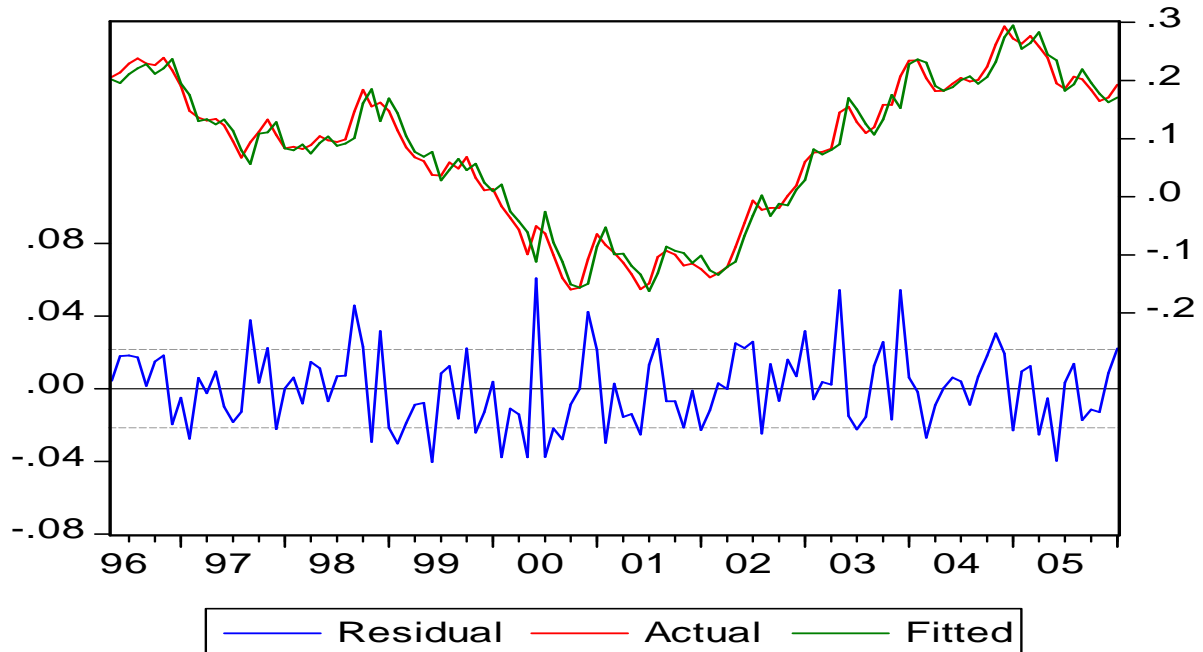
Sample(adjusted): 1996:05 2006:01

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGEXUSEC(-1)	1.426421	0.096962	14.71108	0.0000
LOGEXUSEC(-2)	-0.705482	0.163103	-4.325383	0.0000
LOGEXUSEC(-3)	0.244935	0.098838	2.478138	0.0147
LOGIRFIT(-1)	-0.108859	0.055395	-1.965157	0.0519
LOGIRFIT(-2)	0.145449	0.091134	1.595990	0.1134
LOGIRFIT(-3)	-0.049751	0.054585	-0.911455	0.3640
C	0.017987	0.009601	1.873329	0.0637
R-squared	0.972326	Mean dependent var		0.079597
Adjusted R-squared	0.970816	S.D. dependent var		0.126162
S.E. of regression	0.021553	Akaike info criterion		-4.778679
Sum squared resid	0.051096	Schwarz criterion		-4.613421
Log likelihood	286.5527	F-statistic		644.1322
Durbin-Watson stat	2.017096	Prob(F-statistic)		0.000000

Le stime dei coefficienti si possono considerare tutte significative, eccetto il terzo ritardo di LOGIRFIT. Il valore dell' R^2 aggiustato, inoltre, conferma la bontà della stima.

Il grafico mostra come i valori stimati siano molti vicini alle osservazioni a dimostrazione dell'alto valore del coefficiente di determinazione, anche se alcuni residui escono dall'intervallo di confidenza.

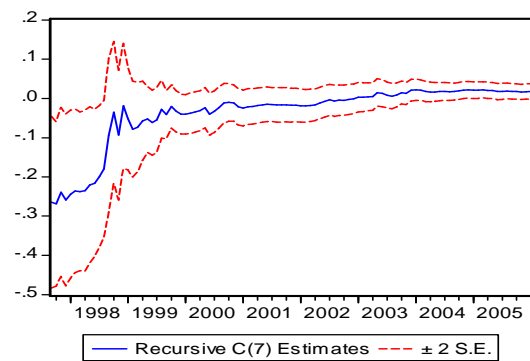
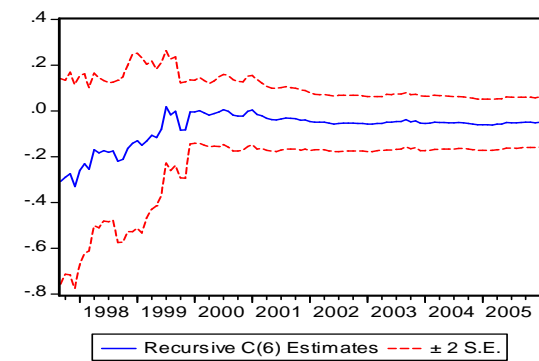
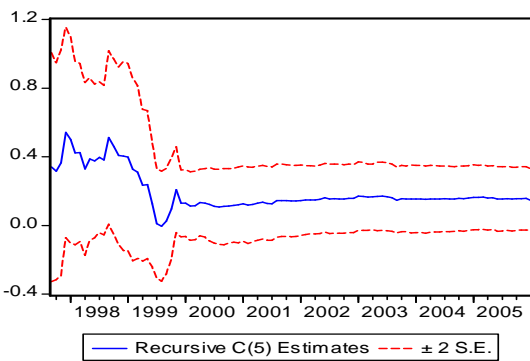
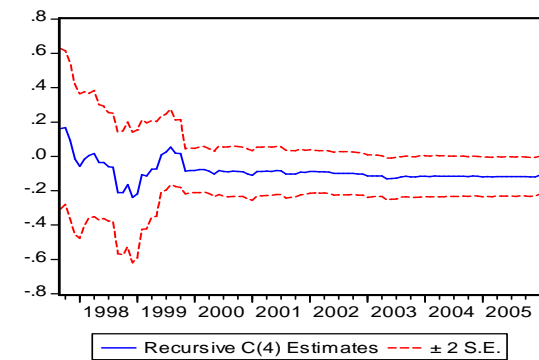
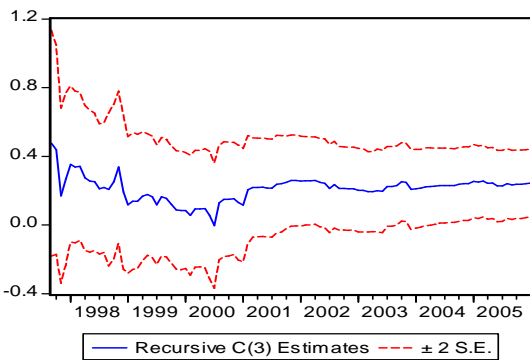
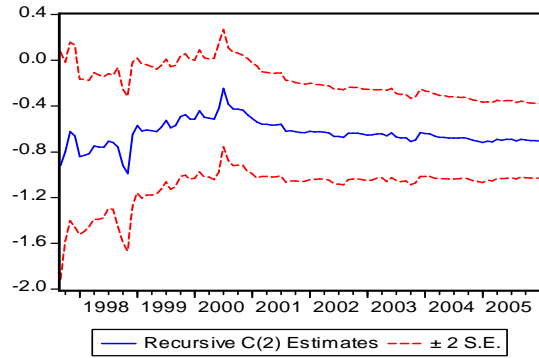
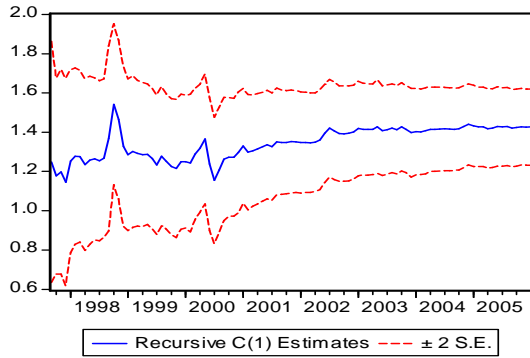


Il residui sono ancora una volta generati da un processo *white noise*:

Sample: 1996:05 2006:01
Included observations: 117

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.047	0.047	0.2691	0.604
. .	. .	2	0.022	0.019	0.3254	0.850
. .	. .	3	0.007	0.005	0.3310	0.954
. .	. .	4	0.021	0.020	0.3841	0.984
. .	. .	5	-0.015	-0.017	0.4114	0.995
. .	. .	6	0.011	0.012	0.4267	0.999
. *	. *	7	0.156	0.155	3.4879	0.837
. .	* .	8	-0.051	-0.068	3.8238	0.873
* .	* .	9	-0.081	-0.084	4.6784	0.861
. .	. .	10	-0.056	-0.049	5.0888	0.885
. .	. .	11	0.005	0.010	5.0927	0.927
. *	. *	12	0.098	0.114	6.3648	0.897
* .	* .	13	-0.060	-0.075	6.8485	0.910
* .	* .	14	-0.060	-0.092	7.3430	0.921
* .	. .	15	-0.059	-0.034	7.8122	0.931

Anche i grafici delle stime ricorsive dei coefficienti, sembrano confermare la buona capacità del modello a descrivere l'andamento del tasso di cambio:



I coefficienti dei ritardi di LOGEXUSEC si stabilizzano attorno al 2001, per poi approssimarsi al loro valore stimato senza alcuna variazione significativa.

Le stime di LOGIRFIT, invece, si stabilizzano addirittura dagli ultimi mesi del 1999.

La forte stabilità dei coefficienti appena descritta, offre un ulteriore supporto statistico per poter accettare la significatività globale di questo modello che, nonostante l'assenza del tasso di interesse americano, permette una buona capacità previsiva del tasso di cambio euro/dollaro.

Come nel modello stimato in precedenza, dunque, sembra che i coefficienti su LOGIRFIT si stabilizzino prima rispetto ai coefficienti degli altri regressori.

4. CONCLUSIONI

La parte iniziale di questo lavoro, innanzitutto, mi ha permesso di accertare empiricamente come la regola di Taylor possa catturare le scelte di politica monetaria della Banca Centrale Europea. Nonostante la sostituzione tra i regressori dell'output gap con il tasso di disoccupazione, ho ottenuto una ottima stima, dal punto di vista del modellista macroeconomico, del tasso d'interesse europeo a breve. Questo primo risultato è stato fondamentale per il raggiungimento dello scopo del mio lavoro. Così, nella seconda parte, ho potuto valutare quanto la politica monetaria europea incida sul tasso di cambio euro/dollaro.

Le analisi che ho effettuato, suggeriscono un ruolo fondamentale del tasso d'interesse a breve europeo nel determinare il tasso al quale poter cambiare euro in dollari. Infatti, nei modelli che ho stimato, non mi sono mai trovato nell'ipotesi di dover dubitare della sua significatività, al contrario di quanto è accaduto con il tasso d'interesse a breve americano, pur non trattandosi di una variabile irrilevante e non significativa nella stima.

In particolare valutando la stabilità dei coefficienti nei diversi modelli stimati, ho verificato come il tasso d'interesse a breve europeo si stabilizzasse prima delle altre variabili, specie in confronto al tasso d'interesse a breve americano.

Questo risultati, oltre a verificare l'importanza dell'impatto della politica monetaria europea sul tasso di cambio euro/dollaro, permettono di attribuire una maggiore forza della politica monetaria della BCE nei confronti della politica monetaria della FED.

Concludendo, la UIP sembra un buon modello descrittivo e previsivo della relazione economica che intercorre tra i tassi d'interesse americano ed europeo e il tasso di cambio euro/dollaro.

5. BIBLIOGRAFIA

Cappuccio N., Orsi R., 2005, *Econometria*, il Mulino Strumenti

Casares M., 2006, *ECB interest rate smoothing*, International economic trends

Castelnuovo E., 2006, *Taylor rules and interest rate smoothing in the Euro Area*, Università di Padova

De Grauwe P., 2003, *Economia dell'unione monetaria*, il Mulino Manuali

Di Fonzo T., Lisi F., 2000, *Complementi di statistica economica*, Cleup ed. Padova

Faust J., Rogers J.H., 2003, *Monetary policy's role in exchange rate behavior*, Journal of Monetary Economics, 50 (2003) 1403 - 1424

Mankiw N.G., 2001, *Macroeconomia*, Zanichelli

I dati necessari per le analisi sono stati recuperati dal sito della Banca Centrale Europea all'indirizzo: <http://www.ecb.int> e alcune importanti informazioni sono state raccolte dai siti web: www.wikipedia.org e www.lavoce.info

6. RINGRAZIAMENTI

Innanzitutto voglio ringraziare mio papà Roberto e mia mamma Luciana; grazie per avermi concesso l'opportunità di intraprendere gli studi universitari e di raggiungere questo importante traguardo per la mia vita; spero che la gioia di questo giorno possa riempire il vostro cuore e in qualche modo ripagarvi delle fatiche e sacrifici che avete compiuto per me.

Un grande grazie a Ilaria, Riccardo, Filippo e Martina; non avrei potuto ricevere dei fratelli e dei cognati meglio di voi! Grazie per avermi ascoltato, incoraggiato e sostenuto durante questi anni, non solo nella vita universitaria... e voi sapete a cosa e a quando mi riferisco!! Grazie anche a Pietro e Lorenzo, i miei meravigliosi nipotini; la gioia che trasmettete è come una buona medicina!

Grazie a TUTTI gli amici 'don e non' di S.Teresa, del vicariato e della diocesi per le tante ore trascorse assieme in riunioni e momenti più e meno seri; in particolare Marchetto (che in teoria non ci sei e non mi potrai picchiare!), Mikingu, Dome e Alice (che invece ci sarete ma non mi picchierete lo stesso!); grazie per i meravigliosi anni trascorsi assieme e per le innumerevoli 'ciaccole' e bevute!

Voglio ringraziare anche il dott. Castelnuovo Efrem, mio relatore, per la pazienza e la disponibilità che mi ha offerto per realizzare questo lavoro e il sig. Gianni che mi ha permesso di concretizzare graficamente e materialmente questa tesi; un grande grazie per la sua disponibilità e competenza.

E poi il più grande grazie di tutti è per te, Maria! Grazie per essermi stato vicino in questi mesi importanti e per avermi incoraggiato e sostenuto anche nei momenti più difficili. Grazie...