

# Indice

<b>Introduzione.</b>	<b>5</b>
<b>Capitolo 1. La domanda di Moneta.</b>	<b>8</b>
1.1. Teorie economiche della domanda di Moneta.	8
1.2. Specificazioni Analitiche.	12
1.3. Il Costo associato all'Inflazione.	16
<b>Capitolo 2. Metodologie Statistiche.</b>	<b>18</b>
2.1. Introduzione.	18
2.2. Stima con Approccio di Engle-Granger.	19
2.3. Procedura di Johansen.	21
2.4. Stima della Relazione di Cointegrazione in ambito VECM.	24
2.5. Diagnosi sulla non costanza dei parametri.	27
<b>Capitolo 3. Studio di Cointegrazione.</b>	<b>31</b>
3.1. Definizione delle variabili di interesse.	32
3.2. Analisi dei dati americani.	35
3.3. Analisi dei dati americani. Periodo precedente il 1994.	46

<b>3.4. Analisi dei dati inglesi.</b>	<b>52</b>
<b>3.5. Analisi dei dati europei.</b>	<b>58</b>
<b>3.6. Analisi dei dati europei. Periodo precedente il 1994.</b>	<b>72</b>
<b>Capitolo 4. Il costo dell'inflazione.</b>	<b>79</b>
<b>4.1. Il costo dell'inflazione negli Stati uniti. 1980-2006.</b>	<b>80</b>
<b>4.2. Il costo dell'inflazione Stati uniti. 1980-1993.</b>	<b>81</b>
<b>4.3. Il costo dell'inflazione in Europa. 1983-1993.</b>	<b>83</b>
<b>Conclusioni</b>	<b>87</b>
<b>Appendice A1. Codice R.</b>	<b>90</b>
<b>Bibliografia.</b>	<b>96</b>

# Introduzione

La quantità di moneta richiesta dalla società per favorire gli scambi tra agenti economici gioca un ruolo sempre maggiore nelle teorie economiche. Questo non solo perché la moneta è essenziale per il funzionamento dei sistemi economici, ma soprattutto perché molti economisti la ritengono una delle principali determinanti del livello dei prezzi. Di conseguenza risulta molto importante per le istituzioni nazionali ed internazionali studiare le dinamiche e le relazioni che riguardano la teoria monetaria. Queste si esplicano non solamente per prevedere andamenti futuri del ciclo economico, ma anche e soprattutto per determinare alcuni costi legati all'aumento dei prezzi e alla rispettiva perdita di potere di acquisto dei consumatori. A seguito di questo, infatti, dalla fine degli anni settanta diversi studi si sono susseguiti in letteratura e i modelli econometrici relativi alla stima della domanda di moneta hanno preso sempre maggior interesse. Alcuni esempi si possono trovare, per dati UK in Hendry (1995), per dati statunitensi in Lucas (2000) e in Ireland (2009). Mentre per dati europei alcuni esempi sono Barigozzi e Conti (2010), Calza et al. (2001) e Dreger e Wolters (2009). La maggior parte di questi studi fa riferimento a periodi temporali non recenti. Infatti negli ultimi anni alcuni problemi rilevanti che sorgono studiando le relazioni di lungo periodo della moneta fanno riferimento a una stima non costante delle relazioni di equilibrio di lungo periodo nelle serie storiche relative a questi aggregati economici. Si possono ipotizzare diversi fattori che possono

essere la causa di questi effetti. Tuttavia, uno dei principali è una non più corretta definizione dell'aggregato monetario di riferimento.

In questo lavoro proverò ad analizzare diversi aspetti all'interno di varie realtà economiche. Il primo aspetto che prenderò in considerazione è quello di identificare quali siano gli equilibri di lungo periodo che incidono sulla moneta. Nella seconda parte, invece, effettuerò un'analisi comparata dei costi sociali legati all'inflazione in quanto sono scarsi gli studi di politica economica e monetaria in letteratura che si concentrano sulla determinazione e la stima del costo relativo alla perdita di potere di acquisto da parte della società indotto da un tasso di inflazione positivo. La presenza di un generale e costante aumento dei prezzi, tuttavia, non presenta gli stessi effetti tra le diverse realtà economiche. Lo scopo di questo mio lavoro di tesi non è, pertanto, solo quello di evidenziare quali siano le differenze negli equilibri economici di lungo periodo, ma soprattutto di osservare quanto possano variare le stime dei costi sociali indotti dall'inflazione in sistemi economici che presentano al loro interno strutture sociali ed economiche differenti. L'attenzione su tale aspetto, dunque, mi condurrà a confrontare realtà economiche differenti importanti nel panorama mondiale, quali l'economia degli Stati Uniti, l'economia del Regno Unito e il sistema economico relativo alla zona Euro.

L'analisi si fonderà principalmente su basi empiriche. Nel primo capitolo sono presentati i principi e le teorie economiche relative alla specificazione della funzione di domanda di moneta e del costo sociale relativo alla componente inflativa. Nell'esposizione di queste linee guida mi sono avvalso del contributo di Meltzer (1957). Per la specificazione della forma funzionale di Cagan (1956). Mentre sono stati fondamentali per la definizione del costo associato alla perdita di potere di acquisto della moneta autori come Lucas (2000) e Bailey (1956). Nel secondo capitolo si affrontano, invece, gli strumenti statistici necessari per la determinazione e identificazione di relazioni economiche di lungo periodo relative

alla domanda di moneta. I principali strumenti a cui faccio riferimento sono rappresentati dalle due procedure introdotte da Engle-Granger (1987) e Johansen (1996) per la stima di relazione di cointegrazione nei dati. Il terzo capitolo riporta lo studio di cointegrazione, la stima della funzione di domanda di moneta e le analisi empiriche relative ad ogni sistema economico preso singolarmente. Nel successivo e quarto capitolo vengono riportate e confrontate le stime del costo sociale relativo all'aumento dei prezzi. Nel quinto e ultimo capitolo vengono evidenziate le principali conclusioni.

# Capitolo 1

## La domanda di moneta

### **1. Teorie economiche della domanda di moneta.**

In letteratura sono state proposte differenti motivazioni e formulazioni per spiegare la quantità di moneta domandata dalla società. Ma in via generale vi sono tre differenti motivazioni che possono giustificare la detenzione di moneta da parte degli individui. La prima è la domanda da parte della società di moneta per favorire le transazioni e gli scambi economici. La seconda giustificazione è una richiesta a fini precauzionali, cioè gli individui richiedono moneta perché la ritengono una riserva liquida di valore. Mentre la terza è una motivazione a fini speculativi: la moneta è uno tra i possibili asset con cui gli individui possono diversificare il proprio portafoglio di investimento. Quindi in pratica la quantità di moneta richiesta dalla società può essere guidata da tutte e tre le suddette motivazioni. Per tradurre tali motivazioni a livello di relazioni causali tra aggregati economici sono state formulate diverse teorie. Tra queste la più riconosciuta è la teoria quantitativa della moneta di Friedman (1969) la quale si fonda sulla distinzione tra la

quantità di moneta nominale e la quantità di moneta reale. La prima è l'aggregato che viene espresso in qualsiasi unità impiegata per disegnare la moneta (ad esempio euro, dollari, lire, sterline, franchi). Per quantità di moneta reale, invece, si intende la quantità espressa in termini di volume di beni e di servizi che la moneta è in grado di acquistare<sup>1</sup>. In questa teoria si dà per scontato che ai possessori di moneta importa maggiormente la quantità reale più che la quantità nominale a loro disposizione, e che esiste una quantità reale ben determinata di moneta che gli individui desiderano trattenere in ogni circostanza. L'equazione quantitativa ha assunto varie forme a seconda della diversa formulazione posta sulle diverse variabili incluse in essa. La versione più nota è certamente quella che si può attribuire a Fisher (1911). L'equazione degli scambi:

$$(1)$$

Dove  $M$  rappresenta la quantità di moneta nominale presente nel sistema economico,  $V$  è la velocità di circolazione della moneta. Mentre, invece,  $P$  e  $T$  sono rispettivamente una media dei prezzi e un aggregato della quantità di transazioni economiche effettuate in un periodo opportunamente scelto. In questa versione l'evento elementare è una transazione. Il lato destro dell'equazione corrisponde al trasferimento di beni, servizi e titoli; il sinistro al trasferimento di moneta in contropartita. Ogni trasferimento è considerato come il prodotto di un prezzo per una quantità e, pertanto, nella forma di un pagamento. L'aggregato nel lato destro in questo modo prende la forma di un aggregato di pagamenti in un intervallo di tempo per cui  $PT$  è il valore nominale complessivo dei pagamenti nel periodo considerato e serve a sintetizzare un processo continuativo.

Il trasferimento di moneta analizzato nel lato sinistro, invece, è trattato in maniera differente. La moneta che passa di mano mantiene la sua identità e, quindi, a essa si fa

---

<sup>1</sup> La definizione della quantità di moneta reale non è univoca. Un modo di esprimerla fa riferimento ad un determinato paniere tipico di beni servizi. Oppure la costruzione di questo indicatore fa riferimento al reddito. In questo modo, quindi, assume più un valore di riserva liquida e ricetto di potere di acquisto rapportata alla ricchezza.

riferimento in un contesto nominale. Viene considerata come uno *stock* ed è esplicitamente considerata tutta nel suo insieme, che sia impiegata o meno nelle transazioni durante l'intervallo considerato. Tuttavia, nonostante il grande lavoro empirico di Fisher (1911) e Snyder (1934), non sono mai state superate le ambiguità dei concetti di “transazioni” e di “livello generale dei prezzi”, in particolare quelle che sorgono dall'unione delle transazioni correnti con quelle in conto capitale. Di conseguenza si è manifestata la tendenza a esprimere l'equazione quantitativa della moneta in termini di reddito piuttosto che di transazioni. Sia  $Y$  il reddito nazionale nominale,  $P$  l'indice dei prezzi implicito nella stima del reddito nazionale a prezzi costanti e  $y$  il reddito nazionale a prezzi costanti, per cui si abbia:

Si esprima con  $M$ , come in precedenza, lo *stock* di moneta nominale e si definisca, invece, con  $V$  il numero medio di volte in cui lo *stock* di moneta è impiegato per transazioni di reddito (cioè per pagamenti di servizi produttivi finali) e non per tutte le transazioni. Possiamo allora scrivere l'equazione quantitativa nella versione di reddito nel modo seguente:

(2)

Questa equazione è più soddisfacente della (1). Tuttavia la versione degli scambi e quella di reddito comportano opinioni affatto diverse sul ruolo della moneta. Nella prima ciò che importa di più è che la moneta venga trasferita; mentre nella versione di reddito il fattore essenziale è che la moneta sia trattenuta. Questa differenza spicca chiaramente nella versione delle scorte liquide di Cambridge della teoria quantitativa. L'aspetto fondamentale di un'economia monetaria consiste nella possibilità di separare l'atto di acquisto dall'atto di vendita. Perché possa accadere questo, da una parte deve esistere una cosa che ogni individuo è disposto ad accettare in cambio come “potere di acquisto



generale”; mentre dall’altra è necessario qualcosa che funga da ricetta temporaneo di potere di acquisto nell’intervallo di tempo tra vendita e acquisto. Quest’ultimo è l’aspetto della moneta messo in evidenza dalla versione delle scorte liquide. La quantità di moneta che individui e imprese desiderano trattenere a questo scopo si può supporre funzione del reddito. Possiamo, quindi, scrivere:

(3)

In cui  $M$ ,  $P$  e  $y$  hanno la medesima definizione già introdotta nelle equazioni precedenti. Mentre  $k$  è il rapporto tra *stock* di moneta nominale e reddito ed è numericamente uguale al reciproco di  $V$  nell’equazione (2). Benché l’equazione (3) sia una semplice trasformazione matematica della (2), essa esprime in un modo più diretto le differenze degli aspetti della moneta messi in evidenza dalle due versioni dell’equazione della teoria quantitativa della moneta. Questa differenza fa spostare l’attenzione sulle diverse variabili e tecniche analitiche relative a una sua specificazione/definizione. Infatti, la versione delle scorte liquide porta a esaltare le variabili che influenzano l’utilità della moneta in termini di collocazione di ricchezza: costi e rendimenti derivanti dal possesso di moneta, invece che di altre attività, l’incertezza del futuro, etc... Tutto ciò conduce essenzialmente a sottolineare il ruolo della liquidità nell’ambito del portafoglio.

Per quanto riguarda le tecniche analitiche, la versione delle scorte liquide si inserisce nella concezione generale *marshalliana* di domanda e offerta molto più prontamente di quanto non consenta la versione degli scambi. L’equazione (3) può essere considerata una funzione di domanda di moneta assumendo  $P$  e  $y$  come due delle variabili dalle quali dipende la domanda di moneta e  $k$  come simbolo di tutte le altre variabili. In questo modo  $k$  non è considerato alla stregua di costante ma come funzione anch’essa di altre variabili.

## 2. Specificazioni analitiche

L'analisi della preferenza per la liquidità di J.M.Keynes ha contribuito a spostare l'attenzione dalla versione degli scambi dell'equazione quantitativa a quella delle scorte liquide. Identificando nella moneta il ruolo di una tra le varie forme di detenere ricchezza, e nei saggi d'interesse il costo essenziale del possesso di moneta, la riflessione economica si è concentrata maggiormente alla quantità di moneta in termini di "attività". La domanda di moneta da parte degli individui, quindi, può essere considerata come una funzione di vari fattori. Il primo di questi è la ricchezza totale. Questa variabile è la corrispondente del vincolo di bilancio nella nota teoria delle "scelte del consumatore", e può essere rappresentata dal reddito. Una seconda voce di ricchezza che entra spesso nelle formalizzazioni teoriche è la quota di ricchezza in forma non umana (oppure la quota del reddito che deriva dalla proprietà o da rendite). Ulteriori fattori importanti sono anche i tassi di rendimento attesi della moneta, i tassi delle altre attività di investimento e l'inflazione. Seguendo tale analisi, si possono racchiudere queste considerazioni in una funzione di domanda di moneta come la seguente:

dove  $M$ ,  $P$  e  $y$  hanno la stessa definizione già specificata in precedenza. Mentre  $\alpha$  è la quota di ricchezza in forma non umana,  $r$  è il tasso nominale di rendimento atteso della moneta,  $r_f$  il tasso dei titoli a reddito fisso,  $r_e$  è, invece, il tasso nominale di rendimento atteso delle azioni, e  $\pi$  è il tasso di variazione dei prezzi dei beni atteso. Molti lavori successivi sono stati condotti verso questa direzione valutando la domanda di moneta come parte della teoria del capitale o della ricchezza in funzione della sua relazione analitica con la composizione del portafoglio. Degno di nota tra i suddetti lavori è il contributo di Meltzer (1963) il quale, seguendo le procedure già delineate da Friedman, ipotizza l'esistenza di

una domanda di moneta positiva da parte della società. Le motivazioni di questa scelta sono da ricondursi sia ai servizi sia ai bassi costi di transazione associati allo scambio tra moneta e altri *asset* di investimento. La quantità di saldi monetari richiesta dalla società viene vista come funzione dei tassi dei diversi *asset* finanziari ( $r^*$ ), del tasso degli *asset* reali ( $\rho$ ), del tasso di sconto del capitale umano ( $d^*$ ), e del valore della ricchezza reale. Quindi, se denominiamo  $M$  il valore della quantità di moneta nominale richiesta, una generale funzione di domanda può essere espressa come:

La rappresentazione precedente contiene al suo interno le principali variabili già introdotte dagli studi di Friedman (1971).  $Wn$  individua il vincolo di ricchezza imposto alla domanda di moneta.  $r^*$ ,  $\rho$ ,  $d^*$  misurano i tassi degli altri *asset* che insieme alla moneta confluiscono nella ricchezza delle famiglie e delle imprese. La derivata prima di  $M$  rispetto a ognuno di queste ultime componenti è certamente negativa. Assumendo che non vi siano variabili addizionali, ad esempio indici di dispersione, si può usare l'equazione generale come funzione di domanda aggregata di moneta. Ma non solo, introducendo ipotesi come l'omogeneità di primo grado dell'equazione rispetto al valore monetario  $Wn$  e l'ipotesi di poter racchiudere l'informazione indotta da  $r^*$  e  $\rho$  in un unico numero indice - il tasso di interesse  $r$  - che è legato alla covarianza tra i due tassi, si può ottenere una specificazione più ridotta come la seguente:

Dove  $d$  e  $\beta$  sono i due fattori con cui viene scomposto il tasso di sconto del capitale umano e rappresentano rispettivamente,  $d$ , il rapporto tra il valore atteso del reddito derivante dal capitale umano e il suo valore capitalizzato,  $\beta$ , la deviazione di breve periodo tra il reddito di capitale umano attuale e il suo valore atteso. Entrambi questi valori si possono considerare costanti nella formalizzazione della funzione di domanda di

moneta di lungo periodo. Perciò risulta più semplice esprimere la domanda di moneta come solo funzione del tasso di interesse:

(4)

Introducendo ulteriori assunzioni, tra cui la definizione di  $r$ ,  $Y = r W$ , si può riscrivere l'equazione nella familiare specificazione di Cambridge della teoria quantitativa della moneta aggiungendo:

l'equazione (4) può essere riscritta nella forma logaritmica:

(5)

Dove  $M$ ,  $r$  ed  $Y$  sono quantità osservabili. Mentre  $b$  e  $c$  sono rispettivamente l'elasticità della domanda di moneta al tasso di interesse e al reddito. Le grandezze prese in considerazione entrano nella relazione di equilibrio tramite il loro logaritmo e pertanto questa specificazione in letteratura economica prende il nome di *log-log demand*. Il valore dell'elasticità rappresentato dal termine  $c$  assume diversi valori: secondo la teoria quantitativa della moneta di Friedman, assume il valore unitario; mentre secondo le teorie di Tobin e Baumol tale valore dovrebbe essere assunto pari a 0.5. Un passo successivo viene compiuto passando alla valutazione della quota di saldi monetari richiesti in funzione del reddito e in questo la specificazione (5) assume una forma più compatta:

Da non trascurare è anche la valutazione dei risultati di diversi lavori empirici. Questa formulazione, infatti, prevede una rilevante quantità di saldi monetari per valori del tasso di interesse prossimi allo zero. Pertanto, anche da come emerge in Ireland (2009), questa specificazione sembra essere forzata da forti episodi di espansione monetaria.

Un ulteriore contributo relativo alla specificazione analitica della funzione di domanda di saldi monetari è dovuto a Cagan (1956) in cui non si segue la direzione relativa alla teoria

del capitale e scelta del portafoglio, ma si configura una ricerca prettamente empirica. Infatti alcune valutazioni e ipotesi fin qui introdotte sono relative a momenti caratterizzati da bassi livelli di aumento del livello dei prezzi, ed empiricamente si è appurato che non sono valide in episodi di iperinflazione. Da questo studio sono stati ricavati due importanti risultati in relazione all'importanza del tasso di inflazione nella determinazione della domanda di saldi monetari: il primo mostra come la domanda di risorse liquide per pagamenti sia funzione del tasso di inflazione; mentre il secondo sottolinea come l'elasticità della domanda di moneta sia direttamente proporzionale al tasso di variazione dei prezzi. Con l'utilizzo di modelli condizionati per la domanda di moneta in sei nazioni europee con esperienze di iperinflazione (Austria, Germania, Grecia, Ungheria, Polonia, Russia) si ottengono buoni risultati mediante una specificazione di tipo esponenziale. Questa formulazione può essere espressa come:

$$(6)$$

Dove  $E$  è il valore atteso della variazione dell'indice dei prezzi, calcolato come una media pesata dei valori di inflazione passati, mentre  $a$  e  $G$  sono delle costanti. Questa diversa specificazione è conosciuta in letteratura economica come *semi-log demand*. Infatti, da come si può notare dall'equazione (6) il logaritmo della quantità di moneta è una funzione lineare del tasso atteso di inflazione e rappresenta il valore della semi elasticità della domanda di moneta al tasso di inflazione. Equazione di stima, questa, che presenta degli ottimi risultati empirici sebbene sia espressa in funzione del tasso di interesse nominale atteso. Una rappresentazione più compatta può essere ottenuta anche in questo caso se si dirige l'attenzione sulla quota di saldi monetari domandati dalla società rispetto al livello di reddito. Infatti, in questo caso, l'equazione (6) assume la forma:

Queste due formulazioni della funzione di domanda di moneta rappresentano le principali specificazioni utilizzate in letteratura e da queste si ricavano le equazioni di lungo periodo su cui poggiano le decisioni di politica monetaria e la stima dei diversi costi indotti da essa.

### **3. Il costo associato all'inflazione.**

Una valutazione del costo subito dalla società e associato alla presenza di un'inflazione positiva è stato per la prima volta introdotto nelle intuizioni di Bailey (1956). Secondo tale approccio il costo sociale viene calcolato stimando il surplus perso dai consumatori detenendo moneta in un'economia che presenta aspettative crescenti relative al tasso di aumento dei prezzi. Fissando come condizione ottimale la quantità di moneta proposta da Friedman (1969), il quale prevede un tasso di interesse nominale nullo; Lucas (2000), seguendo l'approccio di Bailey, collega i risultati ottenuti nella stima dell'equazioni di lungo periodo della moneta con la stima del costo sociale. In quest'ultimo autore per prima cosa si definisce il surplus dei consumatori come l'area sottesa al di sotto della curva inversa della domanda di moneta e, in seguito, si calcola il valore muovendo il tasso di interesse  $r$  verso lo zero. A livello analitico, definendo  $m(r)$  la funzione di domanda di moneta stimata e definendo la sua funzione inversa con  $\varphi(m)$ , la funzione del costo sociale dell'inflazione può essere formalizzata in questo modo:

$$(7)$$

Dove la funzione  $m$  è rapportata con il livello del reddito, perciò in questo modo la funzione di costo  $w(r)$  può essere interpretata in modo diretto come frazione del reddito che la popolazione vorrebbe ricevere in compensazione per il fatto di vivere in una situazione di stato stazionario con un tasso di interesse positivo e pari ad  $r$  e non, invece,

di poter essere in una situazione stazionaria con tasso di interesse nullo. La funzione di costo (7) assume diverse specificazioni a seconda della formulazione della funzione di domanda stimata. Utilizzando come aggregato reale della moneta il rapporto tra quantità di moneta nominale e il reddito a prezzi correnti (in questo modo la funzione di costo è in rapporto al reddito), le funzioni di costo  $w(r)$  per le due specificazioni introdotte nel paragrafo precedente possono essere espresse come:

(8)

Nel caso di una specificazione *log-log demand* del tipo . Mentre per la specificazione *semi-log demand* nella forma la funzione di costo sociale risulta uguale a:

(9)

Le due specificazioni della funzione di costo sociale conducono a stime di costo differenti in alcuni casi. Infatti, da come si può vedere in Lucas, la formulazione associata all'equazione *log-log demand* nel caso di valori di  $r$  prossimi allo zero sovrastima in modo considerevole il costo. Per questo motivo è essenziale discernere accuratamente la forma della funzione di domanda di moneta prima di valutare politiche monetarie alternative. Tra queste vi è anche imporre al sistema economico un piccolo, ma positivo, tasso di inflazione.

## Capitolo 2

# Metodologie statistiche

## 1. Introduzione.

In ambito statistico esistono diverse metodologie per indagare la presenza nei dati di equilibri di lungo periodo e stimarne una relazione in modo consistente. Nella maggior parte dei casi lo studi di queste relazioni coinvolgono quantità reali non stazionarie, ad esempio il reddito, il tasso di interesse e la moneta. Quindi tra le procedure più plausibili risultano quelle che in letteratura vanno sotto il nome di Cointegrazione. Queste procedure ipotizzano la presenza di variabili con decise caratteristiche di non stazionarietà, delle quali spesso la più rilevante è la presenza di alcuni trend stocastici. In presenza di questo fenomeno l'inferenza classica non è in grado di portare a delle conclusioni valide. Una strada, tuttavia, porta attraverso condizioni economiche a determinare delle possibili combinazioni tra gli aggregati economici. Quelle che in letteratura sono conosciute come equilibri di lungo periodo. Queste combinazioni possono elidere la componente di trend stocastica. A questa strada convergono diverse metodologie statistiche, anche se prevalentemente queste si dividono in due approcci. Il primo è stato proposto da Engle e Granger (1987) e prevede, assumendo al massimo la presenza di una sola relazione di lungo periodo o meglio la presenza di una sola relazione di cointegrazione nei dati, una stima con strumenti econometrici quali OLS e D-OLS (vedi Stock, James H., and Mark W. Watson. [1993]). Il secondo approccio, invece, è attribuito a Johansen (1995) e prevede uno studio di Massima Verosimiglianza degli auto



valori di opportune matrici relative ai dati. In questo capitolo esporrò in modo sintetico le metodologie di questi due approcci.

## 2. Stima con approccio di Engle-Granger

La metodologia proposta da questi due autori è relativamente semplice. Ricordando che una serie storica  $y_t$  si definisce integrata di ordine  $d$  e si scrive  $I(d)$  se, si assuma per semplicità la serie storica bivariata  $(y_t, z_t)$  non stazionaria ed integrata di ordine 1,  $I(1)$ . Si assuma, inoltre, che sia presente un solo vettore dei coefficienti di cointegrazione  $\alpha$ , tale per cui la relazione di cointegrazione  $\beta'$  tra le serie del sistema, risulti  $I(0)$ . Da queste assunzioni si può ottenere una stima dei parametri del vettore di cointegrazione attraverso i minimi quadrati ordinari OLS dalla seguente equazione:

$$(10)$$

Ottenuta una stima del vettore di cointegrazione si procede valutando se effettivamente il vettore stimato elide la componente  $I(1)$  presente nel sistema. Analiticamente questo avviene valutando la presenza di radici unitarie nei residui. Sostituendo nell'equazione (10) la stima OLS di  $\alpha$  si ottengono le stime dei residui della regressione che possono essere utilizzati per la verifica del seguente sistema d'ipotesi:

A riguardo si possono usare diversi test di radice unitaria, tra i quali i principali sono il test di Phillips-Perron (1998) ed il test ADF di Dickey-Fuller (1979). Una nota importante deve essere evidenziata. Lo studio della stazionarietà<sup>2</sup> di residui di cointegrazione, tramite

---

<sup>2</sup> La non stazionarietà dei residui della relazione di cointegrazione è dovuta essenzialmente alla presenza di radici unitarie nella rappresentazione MA del processo.

opportuni test di radice unitaria, prevede una correzione dei valori critici delle statistiche test. Questa correzione è sia funzione della numerosità campionaria della serie storica dei residui, sia funzione del numero delle variabili che entrano nella regressione di stima OLS e sia della specificazione del termine deterministico. Nello studio effettuato in questo lavoro ho utilizzato le correzioni riportate in MacKinnon (2010). Un'ulteriore metodo per migliorare l'efficacia delle stime della relazione di cointegrazione, sempre nell'ottica della procedura a due passi di Engle-Granger, è utilizzare una stima OLS dinamica. Questa procedura è stata proposta da Stock e Watson (1993) e prevede una generalizzazione della stima OLS statica, aggiungendo tra i regressori i valori ritardati ed anticipati delle differenze delle covariate e stimando la regressione:

$$(11)$$

Assumendo che la correlazione tra  $e_t$  e  $e_{t-s}$  sia nulla per  $|s| > \rho$ . La stima "dinamica" con minimi quadrati di  $\beta$  effettuata dall'equazione (11) è asintoticamente efficiente ed, inoltre, è asintoticamente equivalente alla stima di massima verosimiglianza effettuata con la procedura di Johansen.

### **3. Procedura di Johansen.**

Diversamente da Engle-Granger la procedura proposta da Johansen si basa sulla massima verosimiglianza. Sia  $X_t$  un processo stocastico di dimensione  $K$ , non stazionario ed integrato

di ordine 1 e supponiamo che abbia la seguente rappresentazione VAR (Vector Autoregressive Process) di ordine p:

dove  $\alpha_j$ ,  $j=1, \dots, p$ , sono matrici ( $K \times K$ ) di coefficienti e  $\epsilon_t$  è un processo stocastico white noise gaussiano di media zero e varianza  $\Sigma$ . Come è noto, si veda Lutkepohl (2005), un modello VAR di ordine p può essere rappresentato attraverso la forma VECM (Vector Error Correction Model):

$$(12)$$

dove  $\beta$  è un processo di dimensione  $K$ , e  $\alpha_i$  (con  $i = 1, \dots, p-1$ ) sono matrici di parametri di dimensione ( $K \times K$ ) ed  $\epsilon_t$  è lo stesso white noise gaussiano,  $\alpha$ , introdotto nella specificazione VAR(p). La matrice  $\alpha$  è assunta non di pieno rango e contiene al suo interno le relazioni di cointegrazione. Dato  $\beta$ , con  $\alpha$ , la matrice può essere scomposta nel prodotto di due matrici di rango  $r$ ,  $\alpha = \beta \gamma$ , è una matrice ( $K \times r$ ) definita matrice dei pesi, mentre la matrice di dimensione ( $K \times r$ ) è definita matrice di cointegrazione e contiene al suo interno i parametri delle relazioni di lungo periodo tra le componenti del sistema in analisi. Johansen (1995) basa lo studio delle relazioni di cointegrazione sulla determinazione attraverso procedure di massima verosimiglianza del rango della matrice  $\alpha$ . Il test LR per il rango di cointegrazione è basato sul modello VAR nella forma concentrata, definita anche forma R, in cui le dinamiche di breve periodo (rappresentate dai parametri  $\alpha_i$ ) e le componenti deterministiche vengono stimate condizionatamente al valore di  $\beta$ . Per poter scrivere la forma concentrata si deve riscrivere il modello VECM, per  $t = 1, \dots, T$ , in forma compatta:

dove

con

Definendo le matrici:

si ottiene forma concentrata VAR del modello VECM in (12):

$$, \quad (13)$$

dove rappresentano gli errori della regressione VAR concentrata, introducendo le matrici:

$$\text{con } i, j = 0, 1$$

la funzione di verosimiglianza del modello (12) può essere espressa come:

$$(14)$$

dove gli auto valori sono stati trovati risolvendo il sistema:

Da questi elementi si possono definire i due test di verosimiglianza usati da Johansen per la determinazione del rango della matrice di cointegrazione. La verifica di ipotesi utilizzata nel contesto di entrambi i test assume una configurazione ricorsiva. Infatti il sistema di ipotesi viene ad ogni passo aggiornato fino al momento in cui il valore dei test osservati non induce a non rifiutare l'ipotesi nulla. La differenza tra i due test sta nella definizione del sistema di ipotesi alla base. Il primo test, definito anche *test auto valore massimo*, è calcolato come:

con  $= 0, \dots, K-1$ , e viene implementato per saggiare l'ipotesi

contro

Il secondo test, invece, è conosciuto con il nome di *test traccia* ed è calcolato come:

con  $= 0, \dots, K-1$ , e viene implementato per saggiare l'ipotesi

contro

Entrambi questi test non hanno una distribuzione standard. Johansen (1995) dimostra che le distribuzioni asintotiche di questi test LR sotto l'ipotesi nulla sono:

e

dove

è funzione di una processo standard di Wiener  $W$  di dimensione  $(K-)$ . I valori critici di queste statistiche possono essere calcolati facilmente e sono funzione del numero di trend stocastici  $(K-)$  e dalla presenza o meno della componente deterministica. Una tabella consultabile è presente in Johansen (1995).

#### **4. Stima della relazione di cointegrazione in ambito VECM.**

Una volta determinato il rango della matrice  $\alpha$ , una stima della matrice di cointegrazione  $\beta$  può essere effettuata tramite massima verosimiglianza, oppure tramite una stima ottenuta tramite l'utilizzo dei minimi quadrati generalizzati fattibili, EGLS. I due metodi risultano equivalenti, anche se tuttavia necessitano di assunzioni diverse. Nel caso di ML, la funzione di log-verosimiglianza per una campione di numerosità  $T$  è

$$(15)$$

e per procedere con la stima dei parametri non devo assumere che il vettore  $\alpha$  sia normalizzato, l'unica assunzione che risulta necessaria è relativa all'ordine di cointegrazione,  $r$ . Questa implica che la matrice  $\Pi$  può essere rappresentata come  $\alpha\beta'$ , dove sono matrici  $(K \times r)$  con  $\beta\alpha' = I_r$ . Definite le matrici:

$$\alpha = [\alpha_0 \ \alpha_1] \quad \text{con } i, j = 0, 1$$

e gli auto valori,  $\lambda_i$ , con relativi auto vettori, ottenuti dalla matrice

le stime ML dei parametri di un modello VECM risultano (vedi la proposizione 7.3 in Lutkepohl (2005) ):

mentre il massimo della verosimiglianza vale:

Per la stima EGLS proposta da Ahn & Reinsel (1990) e da Saikkonen (1992) è necessario assumere la normalizzazione della matrice  $\Sigma$ , del tipo:

Visto che nella fase di stima siamo principalmente interessati ad ottenere una valutazione di  $\beta$  è più appropriato procedere concentrandoci sul termine di correzione dell'errore di lungo periodo dell'equazione (12). Per far questo sostituisco alla matrice di parametri di breve periodo una sua stima LS condizionata al valore di  $\Pi$ , e, dopo alcuni passaggi algebrici l'equazione (12) diviene:

La forma concentrata dell'equazione (12) risulta:

$$(16)$$

dove  $\hat{e}_1$  ed  $\hat{e}_2$  rappresentano, rispettivamente, le matrici dei residui della regressione di  $y_1$  su  $x_1$  e della regressione di  $y_2$  su  $x_2$ . Sfruttando la normalizzazione della matrice  $\Sigma$ , e definendo con  $\hat{e}_1$  le prime  $r$  righe della matrice  $\hat{e}$  e con  $\hat{e}_2$  le rimanenti ( $K-r$ ), si può riscrivere l'equazione (16) come:

da cui si può ottenere la stima GLS di  $\beta$  come:

Per ottenere una stima EGLS si deve sostituire ad  $\hat{e}_1$  ed a  $\hat{e}_2$  una loro stima consistente. Una stima di  $\beta$  può essere ottenuta con una stima consistente LS<sup>3</sup> di  $\beta$ , mentre per  $\sigma^2$ , in un contesto GLS con l'assunzione effettuata sulla matrice  $\Sigma$ , si possono usare le prime  $r$  colonne di una stima LS di  $\Sigma$ . Quindi una stima EGLS di  $\beta$  si ottiene da:

---

<sup>3</sup> Per una stima consistente di  $\beta$  può essere usata una stima con minimi quadrati LS si veda Lutkepohl, H. [2005], Lutkepohl, Helmut and Kratzig, Markus. [2004], Juselius, K. [2006].

La stima della matrice effettuata con EGLS ha le stesse proprietà asintotiche della stima della matrice di cointegrazione effettuata con la procedura di massima verosimiglianza di Johansen. In maggior dettaglio la distribuzione asintotica delle stime EGLS risulta tendere ad una funzione di processi di Wiener:

Dove  $e$  e  $v$  sono processi di Wiener indipendenti rispettivamente di dimensione  $(K-r)$  e  $r$ , i cui parametri dipendono dalla specificazione del modello VECM. Per di più, si ha un ulteriore importante risultato sulla distribuzione asintotica, valido per entrambe i metodi di stima della matrice :

Tuttavia tra i due stimatori emergono alcune differenze, specialmente nel caso di campioni di numerosità ridotta. In un gran numero di studi basati su simulazioni Monte Carlo<sup>4</sup> si è rilevato un comportamento indesiderato dello stimatore di ML, che in campioni di numerosità ridotta, tende a discostarsi anche in modo rilevante dal vero valore. In generale lo stimatore EGLS risulta molto più robusto per indagare la natura delle relazioni di cointegrazione.

## **5. Diagnosi sulla non costanza dei parametri.**

Una volta ottenute le stime dei parametri il procedimento successivo è valutarne la bontà di adattamento e, soprattutto, la sua corretta specificazione. Sono diversi i test con cui si può saggiare una non corretta specificazione dei residui. I principali sono relativi alla

---

<sup>4</sup> Phillips, P. C. B. [1994]. Hansen, G., Kim, J. R. & Mitnik, S. [1998] e Brüggemann, R. & Lutkepohl, H. [2004].



presenza di autocorrelazione nei residui (test Portmanteau), alla presenza di eteroschedasticità condizionale (test ARCH), oppure sono relativi alla normalità dei residui (test Jacque-Bera). Tuttavia questi test non sono esaustivi. Infatti in alcuni casi può accadere che i risultati relativi a questi test portino ad accettare l'ipotesi di corretta specificazione anche nel caso che essa non sia valida. Questo accade nel caso specifico in cui i parametri del modello risultano non costanti nel campione. Un modo per ovviare a questo inconveniente è implementare dei test di stabilità strutturale, quali ad esempio il test di Chow ed i test OLS-CUSUM. Tuttavia, purtroppo, questi test saggiano l'ipotesi di stabilità della forma funzionale e dei parametri nel loro complesso. Mentre nel caso specifico, poniamo maggior interesse a testare la stabilità di una sola parte dei parametri, ovvero quelli relativi alla specificazione di lungo periodo, in questo modo non dando relativo peso agli effetti derivanti dai parametri di breve. Sono stati introdotti numerosi test ricorsivi per saggiare l'ipotesi di stabilità delle stime dei parametri  $\alpha$  e  $\beta$  del modello. La maggior parte di questi si basa sull'idea di stimare il modello in forma R ricorsivamente aumentando progressivamente il campione di riferimento ad ogni passo. Principalmente sono di due tipi. Il primo di questi è detto *forward recursive tests* e confronta la stima dei parametri di interesse del modello completo con la stima per una sottocampione composto dalle prime osservazioni. Il secondo invece fa l'inverso, utilizza nel confronto tra stime le ultime osservazioni ed è definito *backward recursive tests*. In questo lavoro ho fatto uso di tre test della prima categoria<sup>5</sup>. Il primo si basa sul *calcolo ricorsivo della log-verosimiglianza* e la statistica test utilizzata è definita come:

dove

---

<sup>5</sup> per maggiori dettagli si veda Hansen, H. e Johansen, S. [1999] e Juselius, K. [2004].

La distribuzione limite del  $\lambda$  è funzione di moti Browniani ed è determinata con tecniche di simulazione. Sotto l'ipotesi nulla di costanza dei parametri  $\beta$ , il quantile 95% di tale distribuzione del test è 1.36.

Il secondo, invece, si basa sul *calcolo ricorsivo degli autovalori*. Infatti l'instabilità dei parametri del modello si riflette nelle fluttuazioni della stima degli auto valori e l'osservazione di queste può avvenire per mezzo grafico. Le deviazioni standard delle stime di  $\beta$  necessarie per la costruzione delle bande di confidenza al 95% possono essere calcolate, Hansen e Johansen (1999), come:

dove

per

e

Dalla stima delle varianze degli auto valori è possibile costruire un ulteriore test ricorsivo, il *fluctuations test*. Basato prevalentemente sull'analisi delle differenze in fase di stime degli auto valori della matrice  $\Pi$ . Questo test calcola ricorsivamente la costanza del singolo auto valore  $\lambda_i$ , con  $i = 1, \dots, r$ , opportunamente pesato con la relativa deviazione standard. Questa statistica assume la forma:

dove  $\sigma_i^2$  è la varianza di  $\lambda_i$  definita in Hansen e Johansen (1999). Questo test, come il precedente, valuta a livello grafico la stabilità della stima dei parametri  $\beta$ . Infatti sotto l'ipotesi di stabilità della specificazione di lungo periodo di un modello VECM, si ha che:

dove  $\tilde{W}$  è un Brownian bridge univariato. Da cui si può calcolare tramite simulazione la distribuzione asintotica del test, il cui quantile 95% risulta essere pari ad 1,36.

## **Capitolo 3**

# Studio di cointegrazione

Lo scopo principale di questa tesi è analizzare la presenza di relazioni di lungo periodo relative alla domanda di moneta in diversi contesti economici e monetari e valutare qual è l'entità del costo sociale associato all'inflazione secondo l'approccio di Lucas (2000). Questa analisi viene, quindi, effettuata con questo fine in tre distinte realtà economiche. La prima riguarda gli Stati Uniti, la prima realtà economica a livello mondiale, dove le decisioni di politica monetaria e politica fiscale vengono prese in modo indipendente, rispettivamente, sul piano nazionale dalla Federal Reserve e dal governo federale. Una seconda economia simile, ma molto più contenuta sul piano internazionale che può essere presa come confronto alla prima, è il Regno Unito. Differente è invece il caso della terza realtà economica presa in esame. Infatti, riferendosi al caso europeo ed indicando quella realtà economica composta da tutte le nazioni che utilizzano l'Euro, sorgono alcune considerazioni in merito. Il sistema economico europeo, seconda realtà economica mondiale dopo gli Stati Uniti, è più complesso, rispetto alle precedenti realtà economiche, perché meno completo. Questa difficoltà è dovuta prevalentemente dall'assenza di un'istituzione politica unica a cui è delegata l'autorità decisionale in ambito fiscale ed economico. Tuttavia, però, la politica monetaria è delegata ad una istituzione sovranazionale indipendente. Perciò anche ai fini di uno studio legato all'equilibrio di lungo periodo può essere utile osservare come si muova la domanda di moneta

nell'ambito del mercato unico europeo. Ma non solo, infatti, non vi sono nette considerazioni economiche che inducono a ritenere la determinazione e la stima della funzione di domanda di moneta legata al grado di indipendenza tra politica monetaria e fiscale. Quindi, superati i problemi di aggregazione dei dati relativi al contesto europeo, è possibile un confronto tra queste distinte realtà economiche. Nel seguito analizzerò in modo separato questi tre sistemi economici, partendo dagli USA e completando in seguito l'analisi con i dati relativi all'economia britannica ed Europea. Tuttavia, prima di riportare i risultati dello studio, risulta doveroso evidenziare le scelte effettuate sulla definizione delle variabili di interesse.

## **1. Definizione delle variabili di interesse.**

Per un'analisi degli equilibri di lungo periodo della moneta e della specificazione funzionale della domanda di moneta<sup>6</sup> è necessario definire alcune considerazioni preliminari. La variabile di interesse, a cui è preferibile fare riferimento, è l'aggregato reale della moneta. Dalle considerazioni economiche già espresse è importante concentrare l'attenzione su questa particolare specificazione e non, diversamente, fare riferimento alla quantità di moneta nominale. Una definizione, tuttavia, in questo contesto non è univoca. Una possibilità è rapportare l'aggregato nominale ad un paniere di beni e servizi od ad un indice dei prezzi. Quindi in questo modo si fa riferimento al potere di acquisto intrinseco della moneta. Tuttavia, questa possibilità è più idonea se l'analisi fosse focalizzata sugli scambi e sulle transazioni tra gli agenti economici. Un modo più plausibile di ricostruire un aggregato di quantità di moneta reale è rapportare il valore

<sup>6</sup> Attinente ad un ottica di stima del costo sociale indotto dall'inflazione.

nominale con il valore della ricchezza e del reddito<sup>7</sup>. In questo modo il rapporto, così ottenuto, risulta interpretabile come quota di saldi monetari richiesti in rapporto alla ricchezza. Quest'ultimo indicatore assume un'importanza rilevante se si considera come valore indicativo della quantità di moneta nominale l'aggregato monetario con la definizione più liquida: l'aggregato M1. Infatti, il rapporto, in questo contesto è interpretabile come la quota di saldi monetari liquidi (per fini di scambi economici e collocazione della ricchezza) detenuti dalla società in funzione del reddito. Questo aggregato comprende la moneta legale, ossia le banconote, le monete metalliche e le attività finanziarie convertibili in moneta legale rapidamente e senza costi, costituite da passività della banca centrale verso le banche. Inoltre, all'interno di questo indicatore vengono computati le altre attività finanziarie che come la moneta possono fungere da mezzo di pagamento (essenzialmente i depositi in conto-corrente, se trasferibili a vista mediante assegno). Alcune considerazioni emergono anche nella fase di computo del valore nominale del reddito. Infatti esso può avvenire in due modi distinti. Il primo è fare riferimento al valore del reddito a prezzi correnti, facilmente recuperabile dalla maggior parte delle fonti di statistiche economiche ufficiali. Tuttavia, nel caso europeo, questo primo metodo risulta alquanto difficoltoso, specie nella fase computativa ed aggregativa dei diversi valori relativi alle nazioni. Risulta più utile fare riferimento alla costruzione di un aggregato nominale con l'ausilio di un indice del livello dei prezzi e del valore del reddito calcolato a prezzi costanti<sup>8</sup>. Molto più vasta risulta, invece, la possibilità di scelta nel caso che riguarda il tasso di interesse nominale. Per gli scopi illustrati in questo lavoro, ovvero lo studio delle relazioni di lungo periodo della moneta e la stima associata al costo relativo all'inflazione, la scelta è caduta sugli indicatori a breve termine. Infatti

<sup>7</sup> Calcolato anch'esso a livello nominale, ad esempio GDP a prezzi correnti.

<sup>8</sup> Ottenendo, quindi come già analizzato nella versione di reddito dell'equazione quantitativa della moneta.  $Y = Py$ .

questi si mostrano molto meglio legati alle dinamiche relative ai prezzi e, soprattutto, molto influenzati dalla determinazione del tasso d'inflazione atteso. Tuttavia, scendendo in dettaglio, la scelta è stata molto influenzata dalle specificazioni statistiche precedentemente introdotte in letteratura in lavori simili<sup>9</sup> e si è concentrata sul tasso di interesse nominale dei Titoli di Stato a scadenza 6 mesi. Un'ulteriore considerazione emerge se si analizza la realtà economica statunitense nel suo contesto. Negli Stati Uniti, dal 2006, vengono rilasciate dalla FED due indicatori relativi all'aggregato preso in considerazione per questo studio, rispettivamente, M1 ed M1RS. Il primo è il consueto aggregato monetario definito dalla somma del circolante e dei depositi in conto corrente. L'aggregato monetario M1RS è una particolare correzione dell'aggregato M1, dovuta al lavoro di Dutkowsky, Cynamon e Jones (2006) e fa riferimento alla distorsione indotta dai *retail sweep programs* che entrarono ufficialmente in uso nel mercato finanziario internazionale nel gennaio del 1994. Nei *sweep programs*, le banche hanno spostato parte della base monetaria in loro possesso dalla domanda di depositi (depositi in conto corrente o altri tipi di depositi garantiti) dei consumatori finali verso strumenti finanziari che non richiedono di detenere una riserva obbligatoria. In questo modo, con il proseguire del tempo e con la diffusione di questo spostamento di fondi verso quelli che sono definiti *commercial deposit sweep*, si ottiene una distorsione in difetto del relativo aggregato M1. Per alcuni autori, Simpson (1980), questo fenomeno era già presente, ma con entità più contenuta e non regolamentato, già dall'inizio degli anni settanta. Tuttavia è entrato ufficialmente nei mercati finanziari a partire dal gennaio del 1994 e ha consentito alle banche di muovere fondi verso conti deposito del mercato monetario (*money market deposit account*). I clienti che sottoscrivono dei depositi non si accorgono del programma *sweep* sottostante. Questo perché le due tipologie di conti non presentano differenze nelle

---

<sup>9</sup> Si veda Ireland, Peter [2009].

operazioni effettuate dal cliente, che, tuttavia, a livello contabile vengono iscritte in modo differente nel bilancio della banca. I depositi consueti e non *sweep* entrano nella definizione dei depositi in conto corrente e, quindi, entrano nel computo della riserva obbligatoria della banca. La seconda tipologia di depositi, invece, viene definita in un ambito di strumento finanziario e quindi sfugge alla specificazione relativa all'aggregato monetario a cui dovrebbe appartenere. Nella realtà economica statunitense una azienda di consulenza finanziaria di Chigago, Treasury Strategies Inc., ha seguito questo fenomeno rilevando dal 1991 gli effetti di questa distorsione e ricostruendo per la maggiori banche americane la loro esposizione in questa tipologia di fondi deposito. Con l'ausilio di questi dati e dei dati della FED, Dutkowsky, Cynamon e Jones propongono una correzione dell'aggregato monetario M1, sommando il valore di questa tipologia di depositi finanziari definiti come *retail sweep*. Tuttavia questo tipologia di aggregato è disponibile solo per dati americani, quindi, non solo al fine di osservare alcune differenze ma anche in un ottica di confronto tra diverse realtà economiche, può essere utile condurre un'analisi differente sia per l'aggregato corretto M1RS e sia per l'aggregato non corretto M1.

## **2. Analisi dei dati americani.**

Il primo sistema economico preso in esame è quello statunitense. Lo studio della quantità di saldi monetari liquidi domandati dal sistema economico americano si basa su di un dataset costruito a partire dai dati della Federal Reserve Bank di S.Louis. I dati utilizzati sono relativi ad un insieme di serie storiche trimestrali relative al periodo 1980-2006, composto prevalentemente da tre aggregati principali. Il primo è il reddito nominale



trimestrale calcolato a prezzi correnti, destagionalizzato ed annualizzato. Il secondo fa riferimento al tasso di interesse nominale di breve periodo ed è stato calcolato utilizzando il tasso di rendimento dei buoni del tesoro US a 6 mesi. Mentre l'ultima componente fa riferimento all'aggregato monetario. In questo contesto si ha la possibilità di valutare le due tipologie di questo aggregato, rispettivamente, M1 ed M1RS. A partire da queste quattro serie storiche si possono costruire le variabili di interesse dello studio. Infatti sia in chiave economica (dove si fa riferimento a quantità reali di moneta), e sia in un'ottica di studio del costo sociale dell'inflazione si fa maggiormente riferimento alla quota di saldi monetari liquidi in relazione al reddito. Perciò la variabile di interesse che utilizzerò in questo studio è il logaritmo del rapporto tra saldi monetari nominali (M1 o M1RS, calcolati con il valore di fine trimestre) e reddito trimestrale nominale. Il rapporto, infatti, tra le due voci nominali della moneta e del reddito produce un indicatore non più legato all'indice dei prezzi e, quindi, in questo modo un indicatore reale. La variabile esplicativa principale invece è il tasso di interesse nominale, calcolata in due diverse specificazioni<sup>10</sup>. Il periodo temporale preso in esame, dai primi anni Ottanta a metà del primo decennio del nuovo millennio, presenta diverse fasi economiche distinte. Infatti le osservazioni iniziali, 1980-1983, risentono ancora fortemente dell'effetto della precedente crisi petrolifica del 1973. I tassi di interesse nominale si mostrano molto elevati, anche perché in essi si rispecchia il momento iperinflattivo che ha colpito l'economia in quel periodo. La quota di saldi monetari liquidi trattenuti dalla società risulta, infatti, contenuta, evidenziando, in questo modo, il forte costo dovuto alla perdita di potere di acquisto della moneta indotto da un periodo di alta inflazione. Questa tendenza di fondo si va ad invertire, però con un andamento molto contenuto, nel periodo seguente fino al 1995 evidenziando tuttavia

---

<sup>10</sup> Si usa il logaritmo del tasso di interesse nominale per specificare una relazione logaritmica, proposta da Meltzer [1963], mentre si fa riferimento al semplice tasso nella versione semi-logaritmica, dovuta al lavoro di Cagan [1956].

alcuni punti anomali di un più elevato aumento del rapporto tra domanda di saldi monetari liquidi su reddito<sup>11</sup>. Gli anni seguenti, invece, mostrano una tendenza. Dal 1995 al 2006 si ha un calo della quota di saldi monetari liquidi richiesta dalla società in contropartita ad una discesa molto determinata del tasso di interesse nominale e del livello dei prezzi. In questo periodo, infatti, si ha un forte movimento dei fondi verso strumenti finanziari meno liquidi. Questa tendenza è chiaramente osservabile negli ultimi anni del vecchio millennio ed è facilmente riconducibile al fenomeno della *Net Economy* ed ai forti investimenti di borsa che si versavano verso le aziende *dot.com*. Lo scoppio della bolla di internet nel 2001 ha momentaneamente spostato la domanda verso investimenti liquidi invertendo in parte la tendenza negativa della serie storica dei saldi monetari liquidi. In seguito ad una forte diminuzione del tasso di interesse nominale e soprattutto del valore dell'inflazione, indotta in parte da un'externalità indotta dall'introduzione dell'Euro si ha un aumento della quota di moneta liquida richiesta in confronto al reddito che però, tuttavia, si mantiene solo fino al 2004. Da quell'anno in poi grandi flussi di ricchezza si spostano nel mercato finanziario accolti da forme di strumenti strutturati e derivati. Una minor richiesta di Titoli di Stato nella fase di collocazione ne aumenta il rendimento reale e quindi in un contesto economico aumenta il tasso di interesse nominale senza aumentarne in modo diretto il livello dei prezzi. Alcune considerazioni emergono anche da una valutazione incrociata tra i saldi monetari composti dalle diverse definizioni dell'aggregato monetario M1. L'aggregato corretto MIRS presenta livelli maggiori rispetto alla definizione M1 e, però allo stesso tempo, presenta anche oscillazioni più marcate. Queste sono maggiormente visibili, ad esempio, nel 1987 dove a causa della forte vendite nel mercato azionario le banche per evitare una necessaria ricapitalizzazione hanno spostato alcuni fondi della voce depositi su strumenti

---

<sup>11</sup> Nel lunedì nero del Down Jones, 19 Ottobre 1987, vi fu un crollo dell'indice azionario e quindi una fuga dei capitali verso delle forme più liquide di investimento.

finanziari che non prevedono una riserva liquida obbligatoria. Un'altra forte oscillazione è presente nel 1994, anno in cui viene regolamentato il programma *retail sweep programs*, e nel 2001, in cui gli effetti della bolla azionaria di internet producono da parte delle banche una forte offerta di depositi *sweep*.

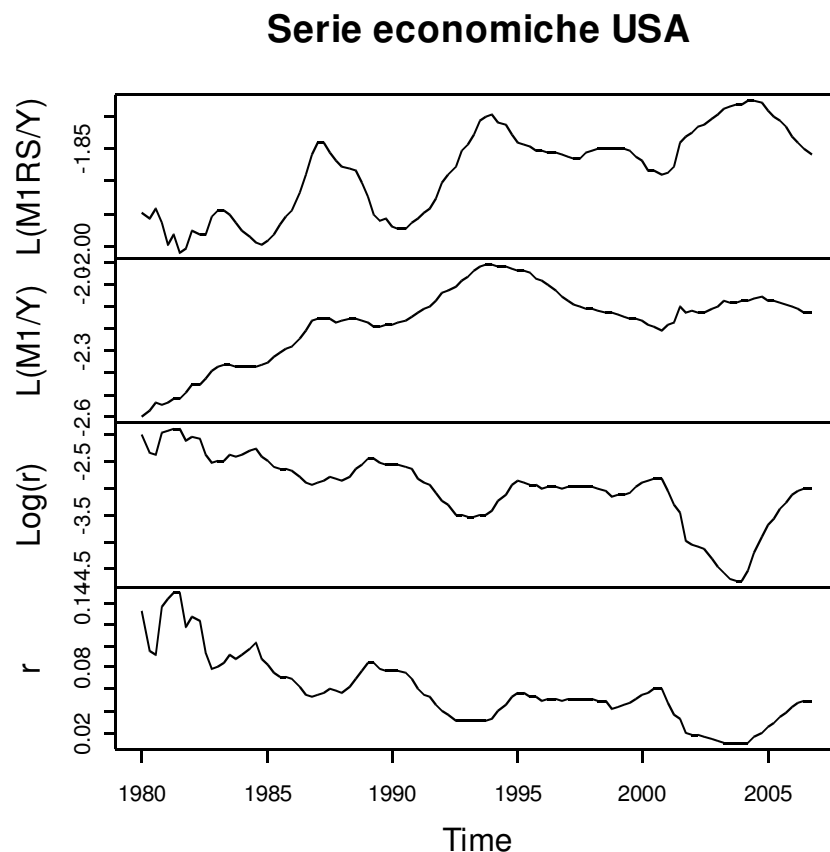


Grafico 1

Ad una prima analisi preliminare le serie storiche si presentano non stazionarie e questa ipotesi è anche confermata dal valore dei test di radice unitaria di Phillips-Perron e Adjusted Dickey-Fuller<sup>12</sup>. I valori delle statistiche test sono calcolati introducendo una componente deterministica di drift mentre i valori critici sono i valori asintotici riportati in McKinnon (2010). Per ogni serie i test accettano l'ipotesi di presenza di una radice

<sup>12</sup> L'analisi è condotta con l'ausilio del Software R. Per maggiori dettagli in relazione ai comandi si veda Pfaff, Bernhard. [2008].

unitaria. Infatti le statistiche test producono valori che risultano sempre ai valori critici calcolati per livelli di significatività del test al 10%, 5% e 1%.

Tab.1. Test di radici unitarie, dati USA.

Variabile	PP	ADF
)	-1.3878	-1.5817
)	-1.6918	-1.9773
ln ( r )	-2.0055	-1.8169
r	-2.5066	-1.7421
Valori Critici		
10%	5%	1%
-2.58	-2.89	-3.51

Tab.1

Con gli stessi dati, Ireland (2009), utilizzando solamente l'aggregato monetario corretto identifica una relazione di cointegrazione di lungo periodo per la moneta utilizzando una specificazione semi-logaritmica. Stimando con l'approccio di Engle –Granger ottiene la seguente equazione al primo passo:

dove  $\hat{\rho}$  è il valore della statistica di Phillips-Perron calcolata sul residuo stimato. Il residuo di cointegrazione si può ipotizzare  $I(0)$ . Infatti la statistica test di radice unitaria rifiuta l'ipotesi della presenza di una radice unitaria ad un livello del 5% e di conseguenza è possibile identificare una relazione di lungo periodo tra i due aggregati. Una considerazione emerge, innanzitutto: la semi-elasticità della quota dei saldi monetari liquidi rispetto al tasso di interesse risulta, in questo periodo, molto inferiore al valore previsto in Lucas (2000)<sup>13</sup>. Questo valore è sceso da 7 ad 1,7644. Un risultato non

<sup>13</sup> Il coefficiente  $\beta$  in una specificazione semi-log risulta pari ad  $\beta$  e quindi economicamente al valore della semi-elasticità. In Lucas, Robert J. [2000] tuttavia l'analisi non è stata esposta con strumenti di cointegrazione.

significativo emergeva con la seconda specificazione di natura log-logaritmica. I cui risultati sono riportati per completezza, ma da cui non emerge nulla di rilevante se non l'assenza di una relazione di cointegrazione tra le serie.

I valori critici della statistica di Philip-Peron sono gli stessi del caso precedente. Utilizzando i risultati ottenuti dalla prima specificazione si può ottenere una conferma di questa relazione di lungo periodo stimata con un confronto dinamico. Infatti la stima dei risultati non varia significativamente implementando una procedura di stima D-OLS ed introducendo tra i regressori le differenze ritardate ed anticipate del tasso di interesse nominale. Al variare dell'ordine  $p$  di queste differenze si ottiene:

La relazione di equilibrio di lungo periodo della moneta è confermata anche con la procedura di Johansen<sup>14</sup>. I test di massima verosimiglianza, Autovalore Massimo e Statistica traccia, sono riportati in tabella 2, e sono stati calcolati assumendo la presenza di una componente deterministica costante all'interno della relazione di cointegrazione.

Tab.2. Test di Johansen. Specificazione semi-log. Dati USA.

Ipotesi	Autovalore Massimo			
	10%	5%	1%	
	6.50	7.52	9.24	12.97
	17.03	13.75	15.67	20.20

Statistica Traccia

<sup>14</sup> I criteri di definizione dell'ordine  $p$  della rappresentazione VAR, HQ, SC ed AIC nei dati americani portano a considerare  $p=4$ .

Ipotesi	10%	5%	1%
	6.50	7.52	9.24
	23.53	17.85	19.96

Tab.2

I risultati dei test mi conducono ad accettare la presenza di una relazione di cointegrazione tra i dati ad un livello di significatività del 5%. I parametri della relazione di lungo periodo stimati con ML sono contenuti nel vettore  $\beta$ :

ottenendo così una conferma aggiuntiva al risultato ottenuto con l'approccio precedente di Engle – Granger. Tuttavia rimane ancora una questione da risolvere. L'effetto indotto dalla presenza di depositi, in tutto simili a depositi in conto corrente, ma non conteggiati nel computo della specificazione dell'aggregato monetario, ha un effetto nella determinazione della domanda di moneta? Come muta la situazione se non disponessi di una correzione dell'aggregato monetario M1? Per rispondere a queste domande è necessario riproporre le stesse procedure utilizzando, però, l'aggregato non corretto. In questo caso nel periodo che spazia dal 1980 al 2006 non si giunge all'identificazione di una relazione di cointegrazione e di equilibrio di lungo periodo tra le serie. Infatti, utilizzando l'approccio di Engle-Granger prima con una specificazione semi-logaritmica ed in seguito con una log-logaritmica si ottengono le seguenti stime al primo passo da cui non emergono risultati significativi. Per la prima formulazione dovuta a Cagan si ha:

Il cui valore della statistica test di Phillips-Perron sul residuo di cointegrazione è nettamente superiore al valore critico del 10% e porta a concludere a favore della presenza di radici unitarie nel residuo di cointegrazione e dell'assenza di una relazione di

lungo periodo tra le serie. Risultato simile si ottiene anche con la specificazione relativa Meltzer in cui si ha:

Anche in questo caso il confronto del valore della statistica test ottenuta con il test di radice unitaria di Philip-Peron sul residuo di cointegrazione con i relativi valori critici porta ad accettare l'ipotesi nulla. L'assenza di una relazione di cointegrazione tra le serie emerge anche dai test di massima verosimiglianza<sup>15</sup>.

Tab.3. Test di Johansen. Dati USA, M1.

Ipotesi	Autovalore massimo				
		10%	5%	1%	
	4.76	4.11	7.52	9.24	12.97
	13.32	10.75	13.75	15.67	20.20

Ipotesi	Statistica traccia				
		10%	5%	1%	
	4.76	4.11	7.52	9.24	12.97
	18.08	14.86	17.85	19.96	24.60

Tab.3

Le statistiche test per entrambe le specificazioni della funzione di domanda di moneta sono riportate in tabella 3 (calcolate introducendo una componente deterministica costante nella relazione di cointegrazione in fase di stima) ed entrambe le coppie di valori portano ad accettare ad un livello del 5% l'ipotesi di nullità del rango della matrice di cointegrazione  $\Pi$ , in una rispettiva formulazione VECM del modello. Ad una prima considerazione allora non disporre di un aggregato monetario corretto (dall'assenza di una numerosa voce relativa ai *sweep deposit*) mi porta a perdere una parte rilevante della significatività dei risultati ottenuti in precedenza. Infatti non è più rilevabile una relazione di lungo periodo tra le serie economiche analizzate. Tuttavia, essendo a conoscenza del

<sup>15</sup> L'ordine dei ritardi della specificazione VAR diverge tra le due formulazioni. I test AIC, HQ e SC convergono ad un valore  $p=3$  per il modello logaritmico, mentre convergono ad un valore  $p=4$  per la definizione semi-logaritmica.

momento esatto in cui ufficialmente è stato regolamentato questo programma finanziario, Gennaio 1994, posso procedere cercando correggere statisticamente le serie ipotizzando la presenza di un Level Shift. Ovvero provo ad stimare deterministicamente l'effetto indotto da questo programma. In questo caso, anche osservando l'andamento nel tempo degli aggregati, provo ad ipotizzare che questo cambiamento nei livelli possa influire in due modi: il primo è che abbia solo un effetto sul valore del livello della variabile, mentre il secondo è che abbia anche delle ripercussioni nel livello del trend. Nel primo caso applico la correzione filtrando le serie tramite una componente deterministica composta da una costante ed una variabile dicotomica relativa al periodo successivo all'introduzione del programma. Ovvero stimo:

ed ottenute le stime della componente deterministica ottengo un vettore di serie corrette , pari ad:

Le stime al primo passo sono riportate in seguito, divise rispettivamente per le due diverse specificazioni:

Semi-logaritmica

Log-Logaritmica

Tuttavia da questa correzione non emergono risultati significativi. Infatti le statistiche test di Johansen per il vettore delle serie corrette , non portano a concludere a favore delle



presenza di una relazione di lungo periodo per nessuna delle due specificazioni (vedi tabella 4). Nella seconda tipologia di filtraggio, invece, ipotizzo la presenza di una componente deterministica più complessa, aggiungendo alla precedente un trend ed un termine di interazione tra quest'ultimo e la variabile dicotomica. La stima viene effettuata, anche in questo caso, tramite un modello VAR nei livelli, ovvero attraverso:

la componente deterministica stimata risulta pari ad:

Semi-logaritmica

Log-Logaritmica

Diversamente dal caso precedente con questa correzione emergono risultati differenti. I test rifiutano l'ipotesi di nullità del rango della matrice di cointegrazione.

Tab.4.Test di Johansen. Dati USA corretti, M1..

Ipotesi	Statistica traccia Dummy				
			10%	5%	1%
	3.55	4.07	3.00	4.12	6.89
	11.05	11.43	10.45	12.28	16.42
Ipotesi	Statistica traccia Trend				
			10%	5%	1%
	12.81	4.69	5.42	6.79	10.04
	35.94	32.01	13.78	15.83	19.85

Tab.4

I risultati dei test sono riportati assieme a quelli del caso precedente in tabella 4, e calcolati introducendo una costante nella relazione di cointegrazione. Nel caso della seconda correzione deterministica si è portati ad assumere la presenza di una relazione di lungo periodo tra le serie corrette. I parametri di questa relazione sono stimati con ML e sono contenuti nel vettore  $\beta$ :

Tuttavia una verifica della relazione di cointegrazione porta a rigettarne la validità. Infatti calcolando il test di Phillips-Perron sul residuo di cointegrazione si ottiene il seguente valore della statistica test:

Se confrontato il valore osservato con i valori critici tabulati in McKinnoh (2010) sono portato a concludere contro l'ipotesi che

e in questo modo sono portato a non considerare valida la relazione di cointegrazione stimata. Perciò filtrare e correggere le serie non è una soluzione attendibile per superare il problema relativo che sorge nella specificazione dell'aggregato monetario M1 nel periodo successivo al 1994. Questa osservazione è confermata anche considerando l'altra specificazione funzionale. Nel caso semi-logaritmico, infatti, i test di ML mi portano a rifiutare al 5% entrambe le ipotesi proposte, concludendo a favore dell'ipotesi di pieno rango della matrice  $\Pi$ . Questi risultati sono fortemente anomali ed evidenziano che l'utilizzo di un filtro deterministico non risulta valido per risolvere questo problema. Da questo punto di vista la funzione di domanda di moneta per dati americani nel periodo 1980-2006 risente fortemente dal valore non riportato del volume effettivo dei depositi. La distorsione nella computazione ufficiale dell'aggregato influenza fortemente la specificazione strutturale della relazione di lungo periodo. Una ulteriore possibile

soluzione per ottenere dei risultati di politica monetaria dall'aggregato M1 non corretto è condizionarsi a quella parte del campione precedente all'introduzione del programma dei depositi sweep. Ovvero alla serie storica delle osservazioni precedenti al primo trimestre del 1994.

### **3. Analisi dei dati americani. Periodo precedente il 1994.**

Condizionandosi a quella parte delle osservazioni precedenti il 1994 si ottengono delle valutazioni differenti. Innanzitutto da una prima analisi preliminare delle serie emerge evidente che il trasferimento da parte delle banche di quota dei loro depositi, in strumenti finanziari privi di riserva obbligatoria, era un meccanismo già in uso anche nel periodo precedente all'introduzione ufficiale degli *sweep programs*. Però, tuttavia, gli effetti sull'andamento dei due aggregati sono molto meno evidenti rispetto al caso precedente. Tuttavia, però, risultano molto evidenti delle forti oscillazioni del primo aggregato specie nel periodo relativo al 1987 e sui primi anni del 1980. Nel caso specifico si concentra l'attenzione su 56 osservazioni e l'orizzonte temporale dell'analisi spazia dal primo trimestre del 1980 al quarto del 1993. Le variabili sia dall'analisi grafica e sia valutando i test di radice unitaria, tabella 5, non si presentano  $I(0)$ .

### Serie economiche USA

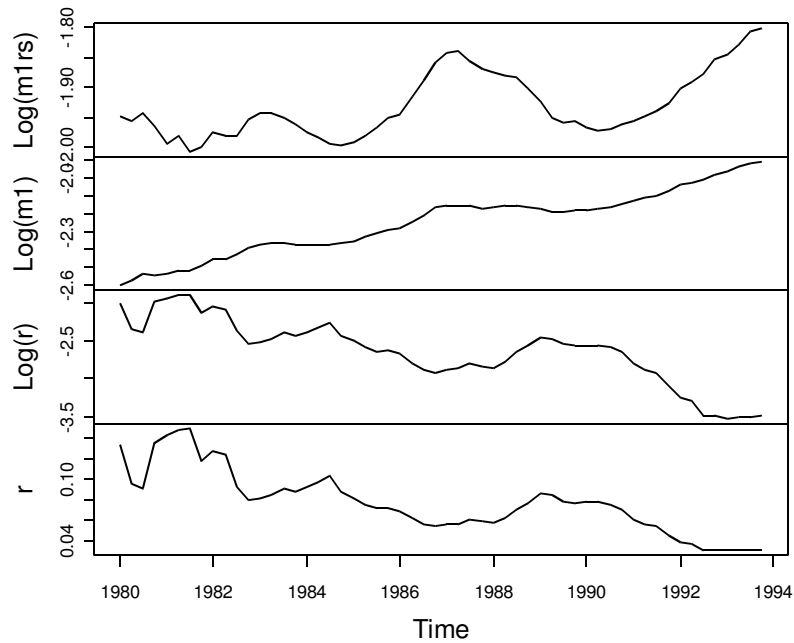


Grafico 2

Risultano molto più evidenti le fluttuazioni indotte dalla diversa specificazione dei depositi nei due distinti aggregati. Anche se tuttavia presentano un trend crescente simile. I valori delle statistiche test di radice unitaria portano ad accettare per tutte le variabili l'ipotesi nulla.

Tab.5. Test di radice unitaria, periodo pre – 1994. USA.

Variabile	PP	ADF
)	-0.4822	-0.3616
)	-0.6504	-1.0539
ln ( r )	-0.7455	-0.4162
R	-1.639	-1.0644
Valori Critici		
10%	5%	1%
-2.58	-2.89	-3.51

Tab.5

Tuttavia le differenze divengono maggiormente evidenti quando ci si presta allo studio delle relazioni di lungo periodo. Infatti, seguendo l'approccio di Engle-Granger si possono già riportare le prime considerazioni. L'aggregato monetario MIRS non presenta

un legame significativo con le variabili relative al tasso di interesse nominale, al contrario dei valori relativi all'aggregato monetario M1 non corretto, e questo fa pensare che la specificazione funzionale della domanda di saldi monetari, nel periodo in cui non sono eccessive le manovre di *sweep programs*, non sia sensibilmente condizionata dal fattore di mal specificazione dei depositi. Anche se, tuttavia, questa valutazione risulta troppo condizionata dall'esigua numerosità delle osservazioni contenute nel campione. Infatti, ipotizzando una specificazione semi-logaritmica e seguendo l'approccio a due passi di Engle – Granger si ottengono questi risultati per i due aggregati monetari, per M1RS:

Mentre per M1, si ha:

Da una valutazione della stazionarietà del residuo di cointegrazione emerge la presenza di una relazione di equilibrio di lungo periodo per la moneta nella specificazione non corretta. Tuttavia questa stima è molto fragile e funzione dell'esigua numerosità campionaria. Infatti risulta molto sensibile all'introduzione di ulteriori regressori in formalizzazione dinamica. L'aggiunta di ritardi ed anticipi dei valori differenziati della variabile esplicativa non muta sensibilmente le stime dei parametri. Questo lo si può vedere implementando una stima D-OLS, al variare dell'ordine degli anticipi e ritardi.

Infatti per  $p=1$ , si ha:

Invece per  $p=2$ :

Mentre per  $p=3$  si ha:

Tuttavia queste stime risultano molto condizionate dall'esigua numerosità campionaria. Anche se, tuttavia, in questo modo il valore della semi-elasticità stimata della domanda di saldi monetari su reddito rispetto al tasso di interesse si avvicina al valore proposto da Lucas (2000) e pari a 7. Conclusioni simili si possono ottenere valutando una specificazione log-logaritmica. In questo caso le stime ottenute al primo passo con un approccio di Engle –Granger sono le seguenti. Per l'aggregato corretto MIRS:

Mentre per l'aggregato M1, si ha:

Utilizzando i valori critici del test di Phillips-Perron corretti del caso precedente si può concludere a favore della presenza di una relazione di cointegrazione di lungo periodo nell'aggregato monetario M1 non corretto. Questa specificazione è confermata da una stima dinamica. Infatti attraverso l'implementazione di una stima D-OLS il valore dei parametri rimane sensibilmente stabile, anche se tuttavia le stime si presenta molto affette dall'esigua numerosità campionaria. Al variare dell'ordine dei ritardi ed anticipi si ha, per  $p=1$ :

Per  $p=2$ ,

e per  $p=3$ ,

Dove in questo caso il valore stimato dell'elasticità della domanda di saldi monetari rispetto al tasso di interesse nominale tende a convergere al valore ipotizzato da Lucas (2000)<sup>16</sup>, che in una specificazione log-log veniva assunto pari a 0.5. A conclusioni simili si giunge anche seguendo la procedura di Johansen, ipotizzando in fase di stima la presenza di una componente deterministica costante all'interno del vettore di cointegrazione. Le relazioni studiate per la definizione corretta dell'aggregato MIRS non si presentano significative. Implementando i test di ML<sup>17</sup> relativi alla stima del rango della matrice di cointegrazione  $\Pi$ , in ambito VECM, si è portati, inoltre, a rifiutare anche la presenza di una relazione di lungo periodo nella specificazione semi-logaritmica dell'aggregato M1 non corretto. Il test autovalore massimo ed il test statistica traccia accettano, in questo caso, ad un livello del 5% l'ipotesi di nullità del rango e quindi rifiutano la presenza di una relazione (vedi tabella 6).

Tab.6. Test di Johansen. Dati USA, pre-1994. Spec. Semi-log.

Ipotesi	Autovalore massimo				
			10%	5%	1%
	4.29	2.43	7.52	9.24	12.97
	14.24	4.87	13.75	15.67	20.20

Ipotesi	Statistica traccia				
			10%	5%	1%
	4.29	2.43	7.52	9.24	12.97
	18.53	7.30	17.85	19.96	24.60

Test di Johansen. Dati USA, pre-1994. Spec. Log-log

Ipotesi	Autovalore massimo				
			10%	5%	1%
	7.88	3.87	7.52	9.24	12.97
	20.99	8.98	13.75	15.67	20.20

Statistica traccia

<sup>16</sup> Nel caso log-log il coefficiente stimato in un ottica OLS-DOLS, può essere interpretato economicamente con il valore dell'elasticità.

<sup>17</sup> I test di ML di Johansen sono calcolati prevedendo un ordine  $p$  della rappresentazione del modello VAR differente tra le due diverse specificazioni, motivato dai criteri di SC, HQ e AIC.  $P=4$  nel caso semi-logaritmico, mentre  $p=3$  nel caso logaritmico.

Ipotesi			10%	5%	1%
	7.88	3.87	7.52	9.24	12.97
	28.87	12.86	17.85	19.96	24.60

Tab.6

Mentre invece nella specificazione log-logaritmica effettuata con l'aggregato M1 non corretto i test conducono a concludere a favore della presenza di una relazione di lungo periodo tra le serie. I parametri della relazione sono stimati con ML e sono contenuti nel vettore:

Valori a cui tendono le stime D-OLS nell'approccio di Engle e Granger. Tuttavia in campioni ridotti le stime di massima verosimiglianza non risultano robuste e quindi risulta più consigliabile utilizzare la stima EGLS:

anch'essa in linea con le stime dinamiche OLS ed asintoticamente equivalente alla stima ML. Considerando le poche osservazioni di cui si disponeva per questa analisi, la convergenza dei risultati di tre risultati distinti sulla stima dei parametri fa ipotizzare verso una su corretta identificazione della relazione di cointegrazione. Tuttavia è d'obbligo evidenziare una possibile fragilità dei risultati indagati dovuta all'esigua numerosità campionaria. Da questo debole risultato, però, si possono osservare delle piccole osservazioni, nei due periodi osservati 1980-2006 ed 1980-1994 oltre alla sensibilità per la specificazione dell'aggregato monetario emergono altri fatti. La specificazione della forma funzionale è diversa, il passaggio da semi-logaritmica a log-logaritmica. Quindi i dati americani nel periodo 1980-1994 sembrano sostenere una formulazione più legata alla teoria quantitativa della moneta. Oltre a questa si possono evidenziare alcune considerazioni legate ad alcuni valori economici, quali l'elasticità e la semi-elasticità della domanda di saldi monetari liquidi rispetto al tasso di interesse nominale che tendono a convergere a valori già precedentemente rilevati in letteratura.



## 4. Analisi dei dati inglesi.

Il secondo insieme di dati preso in analisi è composto da serie storiche relative al sistema economico britannico. Questa realtà economica a livello mondiale è molto più contenuta rispetto all'economia americana analizzata nel caso precedente. Infatti il sistema economico britannico presenta un livello di GDP sette volte inferiore rispetto a quello degli Stati Uniti, in rapporto ad un livello di popolazione cinque volte inferiore<sup>18</sup>. Tuttavia può risultare interessante studiare questa economia, che dispone di una sua moneta, ma economicamente legata all'Europa dei 27 paesi e, quindi, al mercato unico. Per questo studio mi avvalgo di un sistema di serie storiche composto principalmente da tre componenti: L'aggregato monetario M1, il valore trimestrale destagionalizzato del GDP e il tasso di interesse nominale. Tutti e tre queste serie sono state recuperate dal database dell'Eurostat. Nella composizione degli aggregati di interesse si sono effettuate delle scelte particolari. L'aggregato di interesse, anche in questo caso, è il log-rapporto della moneta nominale (aggregato M1 in sterline) e del reddito trimestrale nominale (in questo caso valore del GDP a prezzi correnti in sterline). Il tasso di interesse nominale è il tasso di interesse nel mercato monetario a scadenza semestrale e rilasciato nel Monthly Bulletin dell' Eurostat. La frequenza delle serie storiche è trimestrale e spazia dal terzo trimestre del 1986 al quarto del 2004. Una differenza sostanziale emerge rispetto al sistema di dati precedente. Posso correttamente ipotizzare che gli effetti, relativi alla diversa specificazione dei depositi, rintracciati precedentemente nello studio dei dati americani

---

<sup>18</sup> Dati FMI, 2010. 2.182 Miliardi di \$, con 62 milioni di persone, contro rispettivamente 14.266 Miliardi di \$ e 308 Milioni di persone per gli USA.

possano in parte anche influenzare i dati di questa regione. Tuttavia, al di fuori degli USA non sono disponibili delle correzioni relative agli aggregati monetari e quindi per l'analisi dei dati UK mi posso avvalere solamente della effettiva definizione dell'aggregato monetario M1. Se si sposta l'attenzione dagli aggregati alla situazione storica economica, invece, si devono evidenziare altre importanti considerazioni. A livello economico la realtà inglese mostra delle forti differenze rispetto agli USA. Nella seconda metà degli anni '70, si verificò una delle peggiori crisi economiche della storia dell'Inghilterra, in seguito alla crisi petrolifera del 1973, che portò il Paese ad uno stato di bancarotta virtuale. Il governo fu costretto a negoziare il credito dall'IMF (International Monetary Fund), il quale intervenne imponendo severi controlli della spesa interna come condizione del prestito. Questi fattori portarono al mancata riconferma al governo del partito laburista e l'avvento, nel 1979, del periodo Thatcheriano. Nell'intero decennio successivo vi fu una forte lotta per il contenimento dell'aumento dei prezzi<sup>19</sup>. Per il contenimento di questa, il governo mantenne un atteggiamento forte e credibile con il quale avrebbe mantenuto ad ogni costo i tassi di inflazione bassi e con essi si mantennero contenuti anche i tassi di interesse nominale. Però tuttavia, tenendo ferma questa credibilità si mancò l'obiettivo relativo all'occupazione: il numero dei disoccupati sfondò la quota simbolica di 3 milioni di persone. Questa quota cominciò a diminuire solo dopo il 1986. Infatti dopo la metà degli anni Ottanta l'Inghilterra cominciò, dopo marcate riforme fiscali ed economiche varate negli anni precedenti, a sperimentare una decisa crescita di lungo periodo. Nel 1989, tuttavia vi fu una svolta politica ed economica, Margaret Thatcher, introdusse una nuova tassa sugli individui, poi definita "Poll Tax", attraverso la quale avviò una riforma del sistema locale di tassazione sugli immobili, assai criticato ed antiquato, sostituendo la precedente tassa, con un semplice importo fisso pro capite. Un

---

<sup>19</sup> Il naturale gap tra inflazione e disoccupazione richiedeva di effettuare delle scelte. Il governo conservatore optò verso il contenimento della prima accettando aumento del tasso di disoccupazione.

effetto diretto di questa politica fu un aumento netto e rapido della quantità di saldi monetari liquidi domandati dalla società a parità di reddito e risulta visibile in un modo molto evidente se visto graficamente, grafico 5. Ciò implicò una perdita di consenso per il partito conservatore ed una ascesa dei laburisti, che ritornarono al governo nel 1989, con Anthony Meyer. Il cambio di politica mutò la credibilità dell'operato del governo ed in questo modo la sua posizione a riguardo degli obiettivi di breve periodo. L'inflazione e, con essa, il tasso di interesse nominale aumentò in un modo sensibile, anche prima della caduta del governo Thatcher<sup>20</sup>. Il periodo successivo mostra una tendenza differente, la quota di saldi monetari su reddito si mantiene stabile, anche se tuttavia il tasso nominale di interesse tende velocemente a ridursi. Una marcata riduzione di questo, infatti, è visibile nel 1993. Dal 1994 al 2004 si ha invece un progressivo aumento della quantità di moneta domandata rispetto al reddito, forse in parte associata al nuovo programma dei depositi presente nel mercato finanziario statunitense. Mentre il tasso di interesse nominale si presenta molto stabile fino ai primi anni del nuovo millennio, dove in seguito, come negli Usa, sembra riflettere una riduzione significativa forse in parte relativa ad una esternalità dovuta all'introduzione della moneta unica europea. Da una prima analisi preliminare<sup>21</sup> le serie si presentano non stazionarie e risulta evidente un salto relativo all'aggregato monetario nel periodo 1989-1990. Quest'ultimo è anche accompagnato da un cambio nell'inclinazione dell'andamento nel periodo relativo al 1994-1995. Però, tuttavia, se si confrontano le serie del log-rapporto della moneta reale (aggregato M1/reddito trimestrale) britannica con la rispettiva americana vi è un forte cambiamento di tendenza nel periodo successivo al 1994. In questo caso si ha un trend crescente,

---

20 Mostrando in questo modo una considerevole prospettiva razionale di caduta del governo Thatcher.

21 I dati disponibili sia in Eurostat e sia nel database della Bank of England partono dal terzo trimestre del 1986. Cioè coprono solo la parte finale del periodo Thatcheriano. Mentre i dati successivi al 2004 mostrano andamenti fortemente contraddittori e mossi dalla situazione economica mondiale, pre-crisi Sub-Prime.

mentre in precedenza vi era una contrazione. Le serie relative alla varia specificazione funzionale del tasso di interesse, invece presentano un trend decrescente, ad esclusione del periodo 1988-1990, in cui vi è una momentanea crescita seguita da una veloce discesa. Da queste annotazione storico economiche quindi, risulta più lecito lavorare su di un sottocampione rappresentato dalle osservazioni successive al 1990 e condizionarsi al periodo seguente alle manovre politiche del governo Thatcher. In questo modo le serie presentano andamenti delineati e nitidi. La non stazionarietà, in questo contesto, deve essere valutata accuratamente. Graficamente può essere testata solamente se ci si riferisce alla specificazione del log-rapporto reale di moneta da cui emerge un forte andamento crescente. Mentre la situazione è più difficoltosa nel caso delle specificazioni relative al tasso di interesse nominale, infatti in questo caso si nota una sensibile tendenza negativa delle serie, però è necessario l'ausilio dei test di radice unitaria, quali le statistiche di Phillips-Perron e del test Adjusted Dickey-Fuller per valutare la natura non stazionaria di queste variabili.

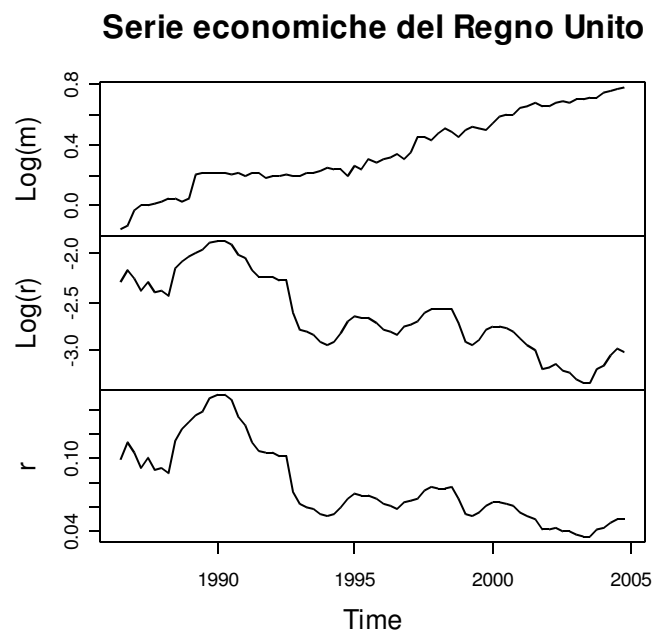


Grafico 3.

Infatti dai test si conclude chiaramente a favore della presenza di una radice unitaria nella serie del log-rapporto di moneta reale. La stessa conclusione emerge anche per la serie del logaritmo del tasso di interesse nominale, mentre, invece, l'ipotesi è rifiutata per la serie del tasso di interesse nominale che può essere assunta  $I(0)$  ad un livello dell'1%.

Tab.7.Test di radice unitaria, dati UK.

Variabile	PP	ADF
$\ln ( m )$	0.95	0.6113
$\ln ( r )$	-2.3893	-2.5917
r	-3.6341	-3.5495
Valori Critici		
10%	5%	1%
-2.59276	-2.910908	-3.543581

Tab. 7

Da queste valutazioni è evidente, quindi, che dai dati UK può essere indagata solamente la specificazione logaritmica della funzione di domanda di moneta. Dal primo approccio di Engle-Granger non si ha un riscontro desiderato. Infatti si ottengono le seguenti stime dei parametri di cointegrazione:

dove la statistica test di radice unitaria del residuo di cointegrazione accetta l'ipotesi nulla. Il residuo di cointegrazione è  $I(1)$ . Quindi risulta ipotizzabile l'assenza di una relazione di lungo periodo della moneta in questi dati. Stessi risultati si ottengono seguendo la procedura di Johansen. I valori delle statistiche test auto valore massimo e traccia (vedi tabella 8), sono calcolati introducendo nella fase di stima una componente deterministica costante nella relazione di cointegrazione.

Tab.8.Test di Johansen. UK data.

Ipotesi	Autovalore Massimo log-log.		
	10%	5%	1%
	1.79	7.52	9.24
	10.16	13.75	15.67
			12.97
			20.20

Ipotesi	Statistica Traccia log-log.			
		10%	5%	1%
	1.79	7.52	9.24	12.97
	11.95	17.85	19.96	24.60

Tab.8

Per entrambe le statistiche test si è portati ad accettare l'ipotesi di nullità del rango della matrice di cointegrazione  $\Pi$ . Questo porta ad ipotizzare l'assenza di una relazione di lungo periodo tra le serie. Quindi da questi risultati purtroppo non vi è una possibilità concreta, con i dati a disposizione, di effettuare una verifica empirica a riguardo della specificazione della funzione di domanda di moneta. Ma soprattutto non è possibile nemmeno effettuare dei confronti con i risultati ottenuti nella realtà economica americana.

## 5. Analisi dei dati europei.

Il terzo insieme di dati fa riferimento ad una realtà economica molto differente.. Infatti, riferendosi all'Unione Monetaria Europea, è più doveroso parlare di un esperimento economico che di un sistema economico. Questo perché gli stati facenti parte della UEM hanno affidato il ruolo di autorità della politica monetaria europea ad un soggetto, il Sistema europeo delle banche centrali (SEBC), in assenza di un'unione politica. Questo sistema è composto dalle 15 banche centrali nazionali (BCN) degli stati membri dell'UE e dalla BCE. Quindi, se confrontata alla realtà economica statunitense, o britannica, risulta fortemente evidente una lacuna politica ed istituzionale. Nel contesto europeo, infatti, manca un soggetto unico con pieni poteri in merito alla politica fiscale. Tuttavia, può essere utile studiare la presenza di alcune relazioni in chiave europea al fine di delineare la possibilità di un comportamento complessivo tra le varie nazioni, quale potrebbe essere la domanda di saldi monetari liquidi a livello europeo. Un altro ambito di

interesse, ed è in parte lo scopo del lavoro, è indagare la possibile entità di un costo sociale indotto dall'aumento dei prezzi ed effettuare un confronto (evidenziando le differenze) con i valori USA. Per la stima della funzione di domanda di moneta a livello europeo si fa uso di un dataset costruito a partire dai dati della Banca Centrale Europea, da cui deriva il valore dell'aggregato monetario M1, e dal database AWM dell'Euro Area Business Cycle Network, da cui derivano i valori trimestrali destagionalizzati del GDP e del tasso di interesse nominale. Alcune importanti note in merito devono, però, essere evidenziate. La validità delle considerazioni relative allo studio degli equilibri di lungo periodo della moneta e della definizione e stima di una funzione di domanda a livello europeo è fortemente connessa alla validità della definizione degli aggregati di riferimento. La ricostruzione delle variabili, maggiormente in questo contesto rispetto ai precedenti, deve essere effettuata considerando ulteriori aspetti. Le serie storiche utilizzate in questo caso, infatti, sono ottenute tramite un'aggregazione tra indicatori di più nazioni differenti e la composizione delle nazioni che partecipano alla costruzione dei valori muta nel tempo. Fino al 2006 gli aggregati sono ottenuti considerando i valori, calcolati in Euro/Ecu, di Austria, Belgio, Finlandia, Francia, Germania, Irlanda, Italia, Lussemburgo, Olanda, Portogallo e Spagna. Quindi, l'aggregazione è effettuata considerando i primi paesi che hanno aderito all'UEM e maggiormente simili per un contesto storico ed economico. Il valore trimestrale del GDP è calcolato a prezzi costanti (anno di riferimento dei prezzi, 1995, in milioni di Ecu/Euro corretti), mentre il tasso di interesse nominale è il tasso di interesse del mercato monetario a 6 mesi, calcolato come media aritmetica dei relativi tassi nominali dei Titoli del Tesoro nazionali, ed è contenuto nel Monthly Bulletin dell' Eurostat. La frequenza delle serie storiche è trimestrale e spazia dal primo trimestre del 1980 al quarto del 2004. Sono disponibili osservazioni più aggiornate ma, tuttavia, risultano troppo influenzate dalle condizioni economiche del

periodo e soprattutto si hanno dei comportamenti differenti dei Titoli di Stato nel periodo seguente il 2004. Il mercato obbligazionario dei titoli statali si è mosso in modo differente in quel periodo. La domanda di investimento si è spostata, come è successo molto più sensibilmente nel mercato USA, verso strumenti finanziari strutturati con rendimenti maggiori. Tuttavia il calo della domanda, relativa all'investimento in Titoli di Stato<sup>22</sup>, non è stato omogeneo ed ha causato un aumento maggiore dei tassi di interesse reale dei paesi economicamente più rigorosi, quali Germani, Francia ed Olanda, portandoli in questo al ridursi del differenziale rispetto alle nazioni del Mediterraneo (con valori di bilancio e debito pubblico peggiori). Già dal 2005 si notano, infatti, forti anomalie strutturali degli aggregati: una crescita del tasso di interesse nominale seguito da un aumento della quota di saldi monetari (una relazione positiva economicamente non spiegabile). Questa tendenza culmina nel 2008 con i primi effetti della crisi economica dei Sub-Prime, ed è seguita dalle osservazioni del 2009 in cui si ha una forte espansione di base monetaria liquida e, dopo un ritorno di fiducia nel sistema economico, un abbassamento del tasso di interesse nominale. Mentre le osservazioni più recenti 2010-2011 evidenziano una divisione netta dell'Europa in due macro-aree. Perciò è più plausibile condizionarsi al periodo precedenti il 2004 per lo studio di un comportamento economico complessivo. Ma non solo, nel periodo precedente il 2004, la composizione geografica è rappresentata da quelle sole nazioni che hanno partecipato fin dal principio alla creazione del mercato unico europeo. Quindi, escludendo paesi come Grecia, Slovenia, Cipro, Malta, Estonia e la Rep. Slovacca<sup>23</sup> posso ipotizzare valida ai fini dello studio e della determinazione della funzione di domanda di moneta una aggregazione dei valori di reddito e tasso di interesse nominale relative alle prime 11 nazioni aderenti all'Unione Monetaria Europea. La

---

22 Indotto da un periodo di forte stabilità economica.

23 Questi paesi hanno aderito in seguito all'Unione Monetaria Europea. Grecia, 2006, Slovenia, 2007, Cipro e Malta, 2008, Rep.Slovacca, 2010, e Estonia, 2011.



variabile di principale, per lo studio del costo sociale inflativo, è il rapporto tra il valore nominale della moneta (aggregato M1) ed il valore nominale del reddito trimestrale (valutato come nell'equazione di reddito della teoria quantitativa della moneta pari al prodotto tra deflatore del GDP e valore del reddito a prezzi costanti). Da una prima analisi preliminare si notano alcuni andamenti di fondo. Nei primi anni degli anni Ottanta si comincia a notare una diminuzione della quota di saldi monetari liquidi sul reddito, associata ad elevati valori del tasso di interesse nominale ancora influenzati dal decennio precedente. La crisi petrolifica del 1973 e gli anni di iperinflazione tendono ad influenzare le aspettative dei primi anni Ottanta, 1980-1982. Gli anni successivi, invece, presentano tassi di crescita del reddito e della quantità di moneta nominale simili e, quindi, a livello reale la quota di moneta liquida su reddito si mostra stabile. Di diverso avviso, invece, si muove il tasso di interesse nominale che nello stesso periodo presenta una leggera diminuzione fino al 1989. In quest'ultimo anno si hanno delle forti modifiche politiche ed economiche nel vecchio continente, la caduta del muro di Berlino, e la relativa forte disgregazione del polo sovietico, porta all'apertura di nuovi mercati nell'Europa dell'Est. Mentre per la Germania inizia una fase complessa di unificazione che muta nei primi anni Novanta i valori di bilancio dello stato. A livello Europeo si nota un leggero aumento del tasso di interesse nominale che tenderà a ridursi dopo il 1993. Nel periodo successivo il 1994 si comincia ad evidenziare un marcato andamento positivo di crescita della quota di saldi monetari liquidi associata ad una decisa discesa del tasso nominale di interesse. Questi andamenti di fondo si mantengono in tutto il resto del periodo, anche se presentano un momento di arresto nel 1999-2001. A fine 1998, infatti, le diverse nazioni si accordano ad utilizzare una moneta unica a livello di conto, che entrerà definitivamente in circolo nel 2002, l'Euro. In questi due anni si ha un leggero aumento del tasso di interesse nominale e una leggera flessione nella crescita dei saldi

monetari liquidi. Questo andamento è stato il frutto di aspettative inflazionistiche relative all'introduzione della moneta unica a livello europeo e del dubbio sulla sua condotta a livello monetario. Infatti il passaggio da diverse conduzioni<sup>24</sup> di politica monetaria ad una unica lasciava alcune lacune sulla sua effettiva capacità e credibilità nei confronti dell'obiettivo legato all'aumento dei prezzi. Tuttavia una forte presa di posizione della Bundesbank nei primi anni successivi all'introduzione dell'Euro ha fatto convergere i livelli di inflazione ad un livello controllato ed, quindi, con essi si è avuto un calo netto del tasso di interesse nominale. Detto ciò, da un'analisi grafica preliminare le serie storiche prese in studio risultano essere non stazionarie. Ma non solo, si nota in modo evidente per la quantità di saldi monetari liquidi su reddito un cambio di tendenza dopo il 1994 e quindi, come per i dati britannici, si può pensare ad un effetto indotto dalla diversa specificazione dei depositi in conto corrente nel mercato finanziario Statunitense. Come già espresso per dati UK, non esiste un analogo aggregato monetario europeo del M1RS americano. Quindi, risulta difficile valutare se un cambio finanziario nella definizione dei depositi in conto corrente nel mercato americano può aver causato questa forte crescita nel livello della domanda di saldi monetari liquidi.

---

24 Ad esempio l'autorità rigorosa della Bundesbank era molto lontana dall'esempio dalla credibilità ricoperta dalla Banca d'Italia nelle istituzioni finanziarie internazionali.

## Serie economiche europee

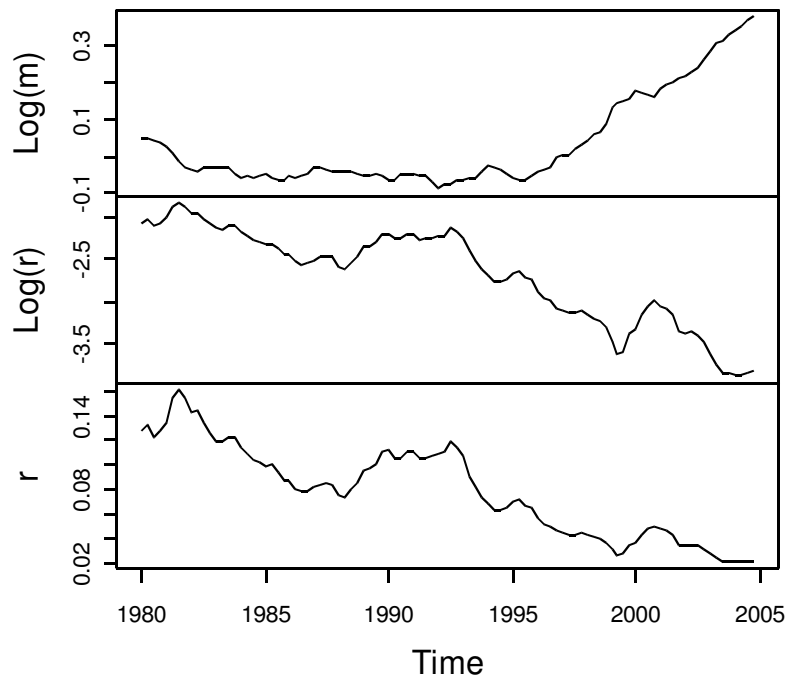


Grafico 4

Purtroppo, infatti, oltre alla diversa composizione degli aggregati della zona Euro nei primi anni del duemila, vi sono ulteriori altri fattori che possono causare instabilità nel periodo osservato. Un esempio può essere la caduta del Muro di Berlino e la caduta del sistema sovietico nel 1989, che ha aperto un nuovo mercato per gli scambi economici con l'Est-Europa. Detto ciò, comunque, si può accettare sia graficamente e sia attraverso l'uso di test statistici di radice unitaria, quali la statistica di Phillips-Perron ed il test di Adjusted Dickey Fuller, l'ipotesi che le serie siano integrate di ordine 1,  $I(1)$ . Infatti i valori calcolati dei test per queste serie sono ampiamente superiori ai valori critici asintotici del 10%, 5% e 1% e quindi portano ad accettare l'ipotesi di presenza di radici unitarie.

Tab.9. Test di non stazionarietà, dati EU.

Variabile	Philip – Peron	Adjusted Dicky - Fuller
-----------	----------------	-------------------------

$\ln ( m )$	2.984	2.2418
$\ln ( r )$	-0.0523	-0.5873
$r$	-0.7973	-1.2201

Valori Critici

10%	5%	1%
-2.58	-2.89	-3.51

Tab.9

Dai primi risultati relativi all'approccio di Engle-Granger non emerge la presenza di una relazione di lungo periodo per la quota di saldi monetari. Infatti, ipotizzando una specificazione semi-logaritmica la stima OLS statica porta ai seguenti risultati:

Il valore della statistica test di Phillips-Perron se confrontato con i quantili corretti del test per la numerosità campionaria porta ad accettare l'ipotesi nulla e, quindi, a rifiutare la presenza di una relazione di cointegrazione. Stessa conclusione si ottiene specificando una relazione logaritmica per la funzione di domanda di moneta. Per la quale con la stima OLS statica dei parametri si ha:

I valori critici del test di stazionarietà del residuo di cointegrazione sono gli stessi espressi nel caso precedente e calcolati attraverso la correzione proposta da McKinnon (2010). Anche in questo caso la statistica test di Philip-Peron porta ad accettare l'ipotesi di presenza di una radice unitaria nella serie dei residui di cointegrazione. Risultati molto differenti invece si hanno implementando la procedura di massima verosimiglianza di Johansen. Infatti assumendo la specificazione della funzione di domanda di moneta di tipo logaritmico e calcolando i test sulla stima del rango della matrice di cointegrazione, dal valore della statistica auto valore massimo ed statistica traccia si può concludere a

favore di una relazione di lungo periodo tra le serie (vedi tabella 10). Il valore di questi test sono calcolati introducendo una componente deterministica costante nella stima della relazione di cointegrazione.

Tab.10.Test di Johansen. Dati Eu, Spec. Log-log.

Ipotesi	Autovalore Massimo		
	10%	5%	1%
	2.57	7.52	9.24
	30.56	13.75	15.67
			12.97
			20.20

Ipotesi	Statistica Traccia		
	10%	5%	1%
	2.57	7.52	9.24
	33.13	17.85	19.96
			12.97
			24.60

Tab. 10

I parametri della relazione di lungo periodo, sono riportati nel vettore  $\beta$  del modello VECM, e sono stimati con ML:

dove i valori sono da attribuire rispettivamente al log-rapporto reale della moneta, al logaritmo del tasso di interesse ed alla costante. A differenza del caso USA utilizzando l'aggregato M1 privo della correzione dei depositi *sweep* nel caso europeo si giunge alla definizione di una relazione di lungo periodo nel periodo 1980-2004. Tuttavia questa relazione non è valida e risulta molto instabile. Infatti procedendo nella specificazione di un modello VECM, data la stima di massima verosimiglianza del vettore di cointegrazione, si ottengono le seguenti stime della matrice dei pesi  $\alpha$  e della matrice dei parametri di breve periodo  $\Gamma$ :

in cui è il vettore di cointegrazione stimato in precedenza. Dalla diagnosi dei residui non si deducono problemi di non corretta specificazione del modello. Infatti dai test (vedi

tabella 11) risulta che gli errori si possono assumere non correlati, non eteroschedastici e normali.

Tab.11.Test diagnostici.

Test	Portmanteau	VECM Breusch- Godfrey	ARCH	Jacque-Bera
Statistica	50.0397	19.0033	55.7805	6.4982
d.f.	58	20	45	4
P.Value	0.7621	0.5216	0.1302	0.1649

Tab.11

Successivamente, nella verifica della corretta specificazione del modello, è possibile vagliare l'ipotesi di stabilità della forma funzionale e valutare la costanza dei parametri relativi alla struttura di lungo periodo della specificazione VECM. Analizzando graficamente il calcolo ricorsivo della verosimiglianza, calcolato concentrando l'informazione nella forma R del modello, si nota la presenza di una leggera discontinuità della forma funzionale. Concentrando il valore della verosimiglianza solo sulle matrici  $\alpha$  e  $\beta$  relative ai parametri che regolano gli effetti relativi al lungo periodo, si ha un indicatore diretto sulla stabilità dei parametri delle relazioni di cointegrazione stimate dal modello VECM. Il valore della verosimiglianza, calcolato per i sottocampioni precedenti al 1994, si presenta stabile e vicino alla soglia di rifiuto grafico del test. Questo valore critico è il quantile 95% della distribuzione asintotica del test ed è funzione di moti Browniani. Il valore stimato tramite metodi di simulazione risulta pari ad 1.36. Mentre dal 1995 si nota un cambio di andamento rispetto ai valori precedenti e un drastico adeguamento al valore della verosimiglianza per il campione intero. Si ha una percezione di instabilità nel periodo precedente al 1994.

### Calcolo ricorsivo log-verosimiglianza

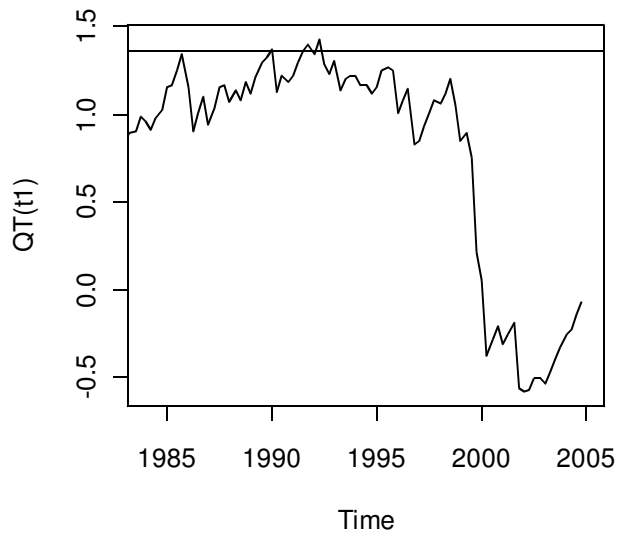


Grafico 5.

Però tuttavia da queste osservazioni non possiamo concludere a favore di una netta discontinuità della forma funzionale del modello. Risulta molto più esaustivo per controllare la presenza di instabilità nella specificazione dei termini di lungo periodo, il calcolo ricorsivo degli auto valori del sistema del modello VECM. Da cui emergono alcune considerazioni importanti.

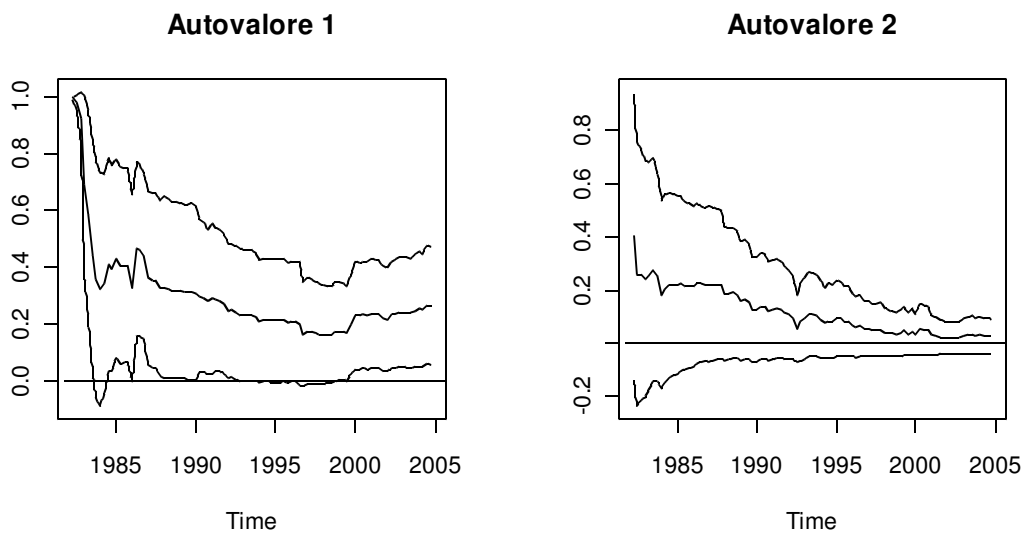


Grafico 6.

La prima riguarda il secondo auto valore, infatti l'intervallo di confidenza relativo alla sua stima<sup>25</sup> contiene il valore nullo per tutto il periodo in analisi. Con ciò, possiamo assumerlo nullo. La seconda, invece, riguarda la stima del primo auto valore ed essa non risulta ad una prima valutazione grafica nettamente stabile. Infatti, a parte per il periodo iniziale in cui la stima è molto volatile a causa della numerosità campionaria ridotta, per il periodo 1994 – 2000 si ha un netto calo nella stima dell'autovalore. Ma, soprattutto, nello stesso periodo l'intervallo di confidenza contiene, anche se marginalmente, lo zero. Questa osservazione, in parte, ci fa ipotizzare la possibilità della presenza di un periodo di non costanza dei parametri della matrice  $\Pi$ . Questa ipotesi è fortemente confermata dall'output grafico relativo al test sulle fluttuazioni del primo auto valore. Infatti da come si può osservare nel grafico 7, dal 1994 fino a poco prima della fine del 2004, le fluttuazioni standardizzate tra l'autovalore stimato nell'intero campione e il medesimo calcolato ricorsivamente sono nettamente significative.

---

25 La stima delle bande di confidenza sono state effettuate con i comandi presenti in Appendice A.1. per maggiori dettagli si veda Hansen, H. e Johansen, S. [1999] e Juselius, K. [2004]. Il livello di confidenza delle bande è il 95%.



### Test sulle fluttuazioni

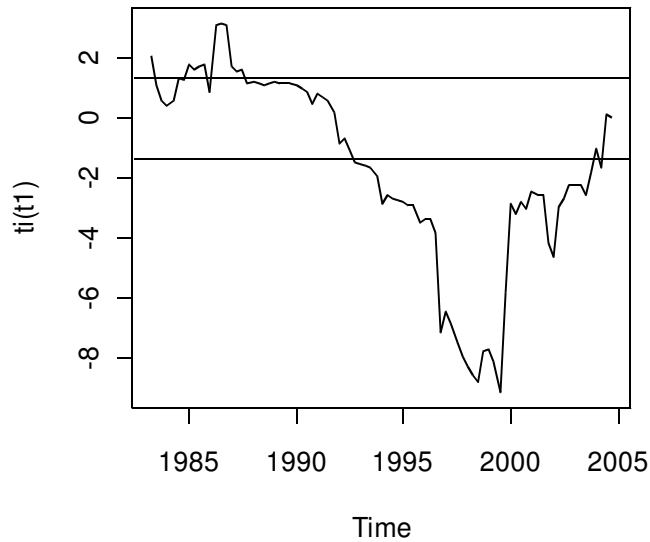


Grafico 7.

Da ciò si può ipotizzare una netta discontinuità nel periodo 1994-2004 dei vettori del modello VECM specificato in precedenza. Questo periodo, come già introdotto nello studio dei dati americani, può essere ricollegato all'introduzione ufficiale dei programmi (con lo sgradito effetto di distorcere in difetto la corretta specificazione dei depositi in conto corrente) definiti nel mercato statunitense come *retail deposit sweep programs*. Non è possibile, tuttavia, concludere indicando in questo fenomeno la causa di questa instabilità così netta nelle stime dei parametri contenuti nel vettore di cointegrazione. Però se questo fattore ha gli stessi effetti di un Level Shift può essere una della cause. Infatti la presenza di questo effetto<sup>26</sup> potrebbe distorcere i valori relativi ai test ML di Johansen e, quindi a fini dello studio, sarebbe utile filtrare le serie stimando un cambiamento nei livelli attraverso una componente deterministica per elidere questo effetto indotto dal Level Shift. Seguendo questo approccio, ed osservando le serie

---

<sup>26</sup> Per maggiori dettagli si veda Lutkepohl, H., Saikkonen, P. and Trenkler, C. [2004].

graficamente è possibile introdurre due differenti specificazioni deterministiche al fine di correggere le serie. La prima fa riferimento ad una specificazione composta da una costante e da una variabile dicotomica relativa al periodo 1994-2004. Mentre la seconda introduce all'insieme precedente una componente di trend deterministica ed una variabile di iterazione tra quest'ultima e la variabile dicotomica del periodo. La prima correzione avviene stimando un modello VAR nei livelli nel modo seguente:

e filtrando la serie bivariata elidendo la componente deterministica stimata ottenendo la serie corretta come:

In questo caso le stime ottenute per la componente deterministica sono:

Da cui si può ottenere una correzione della serie e si posso ricalcolare le relative statistiche test ML per il rango di cointegrazione della matrice  $\Pi$ . Dalle statistiche test calcolate per questo caso corretto (vedi tabella 12<sup>27</sup>) emerge un risultato molto importante. L'ipotesi di nullità del rango della matrice di cointegrazione viene accettata diversamente da come accadeva in precedenza senza la correzione dovuta al Level Shift. Quindi la relazione di equilibrio di lungo periodo identificata in precedenza non risulta più valida se ammetto l'esistenza di un cambiamento nei livelli delle variabili dopo il 1994.

Tab.12. Test di Johansen. Corretti da Level Shift.

Ipotesi	Costante con dummy periodo			
	10%	5%	1%	
	2.31	3.00	4.12	6.89
	9.21	10.45	12.28	16.42

Tab.12

<sup>27</sup> I valori critici dei test ML di Johansen sono corretti per la presenza di un Level Shift. Per maggiori dettagli si veda Lutkepohl, H., Saikkonen, P. and Trenkler, C. [2004].

La seconda correzione delle serie invece porta ad identificare una relazione di lungo periodo tra le serie ed avviene stimando il seguente un modello VAR:

ed in seguito filtrando le serie elidendo la componente deterministica stimata. In questo caso le stime della componente deterministica ottenute dalla regressione VAR sono:

da cui si riesce a cogliere un forte trend deterministico dopo il 1994. I valori delle statistiche test ML (vedi tabella 13) portano a concludere a favore della presenza di una relazione di cointegrazione tra le serie.

Tab.13.Test di Johansen. Serie corretta.

Ipotesi	Statistica Traccia			
		10%	5%	1%
	2.09	5.42	6.79	10.04
	18.23	13.78	15.83	19.85

Tab. 13

I parametri della relazione di lungo periodo identificata sono stimati con ML e sono contenuti nel vettore:

Ma tuttavia questi parametri non portano ad identificare una relazione di lungo periodo valida. Infatti valutando la serie dei residui di cointegrazione con il test di radice unitaria di Phillips-Perron si ottiene il seguente valore della statistica test:

che confrontato con i valori critici porta ad non accettare l'ipotesi che:

Dove rappresenta la serie filtrata dalla componente deterministica. Con ciò si può concludere che la relazione stimata non è valida. Perciò considerando la specificazione teorica di tipo logaritmico della funzione di domanda di moneta non si giunge ad identificare una relazione di equilibrio di lungo periodo. Non propongo i risultati relativi alla successiva formulazione. Infatti prendendo in considerazione la specificazione semi-logaritmica si ottengono le stesse conclusioni. Nel periodo 1980-2004 vi è una forte instabilità degli aggregati economici e l'effetto di uno, o più, Level Shift falsa le valutazioni di massima verosimiglianza sulla identificazione e sulla stima dei parametri della relazioni di cointegrazione. Quindi dai dati e dalle considerazioni fin qui emerse, nell'ambito della stima di domanda di moneta, non ci sono riscontri oggettivi al fine di poter dare una valutazione di un comportamento omogeneo della zona-euro. Questo sia per quanto riguarda la domanda di quote di saldi monetari rapportati al reddito e sia per quanto riguarda un'influenza delle scelte di politica monetaria in relazione ai costi associati all'inflazione. Per il primo scopo di indagine non si può procedere in un modo differente, mentre per uno studio e la stima di un costo sociale relativo all'inflazione si può procedere condizionando il campione al periodo precedente il 1994 ed osservando se si riesce a pervenire ad una relazione aggregata di lungo periodo. In questo modo si potrebbe avere degli strumenti per la stima aggregata di una voce di costo "complessiva" della zona euro, anche, se nel periodo considerato sia politicamente e sia economicamente non si aveva una concezione di mercato unico europeo ma solo un comportamento omogeneo in una situazione economica simile, caratterizzata da elevati tassi di inflazione.

## **6. Analisi dei dati europei. Periodo precedente al 1994.**

Il periodo precedente al 1994, nella quasi totalità delle realtà economiche mondiali, delinea delle condizioni macroeconomiche molto contraddistinte. Questi anni, infatti, sono caratterizzati da elevati tassi di interesse nominale e, quindi, collegato con esso, da alti tassi di aumento dei prezzi dei beni e servizi. Questi aspetti economici accumulano in modo sostanziale gli 11 paesi europei che dal 2002 hanno adottato una moneta comune. Perciò potrebbe essere possibile, a livello aggregato, una risposta comune tra le diverse nazioni al fenomeno inflativo. Quindi, in questo, modo sarebbe possibile stimare una voce di costo aggregata per i dati europei. Allo scopo di effettuare questa indagine condiziono e riduco il campione alle sole osservazioni precedenti al primo trimestre del 1994<sup>28</sup>. Da un'analisi preliminare di questo sottocampione emergono alcune valutazioni rilevanti. I valori iniziali del campione, 1980-1982, risultano essere fortemente discordanti rispetto ai successivi. Infatti i primi presentano alti valori nel logaritmo del rapporto di moneta accompagnati da elevati valori di tasso di interesse nominale. Probabilmente, sono ancora influenzate dalla crisi del prezzo del petrolio della metà degli anni settanta. Le osservazioni successive, invece, presentano andamenti regolari. La serie trasformata dell'aggregato monetario, infatti presenta un lieve andamento crescente, anche se tuttavia molto leggero. Infatti in quel periodo si rispecchia una forte crescita sia dell'aggregato nominale della moneta e sia dell'aggregato rispettivo del reddito. Mentre i dati relativi alle diverse specificazioni del tasso di interesse nominale degli andamenti lievemente decrescenti, presentando però un leggero cambio di tendenza negli anni successivi al 1989. Questa parentesi si mostra, tuttavia, breve e riguarda solo i primi anni Novanta. Un andamento decrescente è presenta infatti negli ultimi trimestri del 1992 e prosegue per tutto il 1993.

---

28 Ottenendo in questo modo solo 56 osservazioni.

Tab.14. Test di radice unitaria, dati EU. Periodo per 1994.

Variabile	PP	ADF
ln ( m )	-1.4627	-1.0411
ln ( r )	-1.5611	-1.1494
R	-1.6531	-1.211
Valori Critici		
10%	5%	1%
-2.58	-2.89	-3.51

Tab.14

La presenza di radici unitarie nelle serie è confermata dai valori dei test di Phillips-Perron e dalla statistica Adjusted Dickey-Fuller. Da una prima analisi formale con l'approccio di Engle-Granger sull'intero insieme di osservazioni precedenti al 1994 si ottengono dei risultati sia economicamente e sia statisticamente poco validi. Infatti specificando prima una formulazione semi-logartimica della funzione di domanda di moneta ed in seguito una specificazione logaritmica si è portati a stimare una relazione positiva di lungo periodo tra le due componenti. Le stime dei parametri per la specificazione di Cagan sono:

La statistica Z di Phillips-Perron se confrontata con i relativi valori critici corretti<sup>29</sup> porta a non rifiutare l'ipotesi che il residuo di cointegrazione sia I(1). Un risultato simile si ottiene anche nella specificazione proposta da Meltzer. Infatti in questo caso si ottengono le seguenti stime dei parametri al primo passo:

Il confronto del valore osservato della statistica Z con i relativi valori critici corretti porta ad accettare l'ipotesi di presenza di radici unitarie nel residuo di cointegrazione. Le

<sup>29</sup> Nel caso in esame risultano pari ad MacKinnon[2010]. 10%, -3.1207, 5%, -3.4471, 1%, -4.0978.

relazioni indagate con l'approccio a due passi di Engle-Granger non portano a risultati validi. Un risultato simile si ha anche seguendo l'approccio di massima verosimiglianza. In questo caso le statistiche test di Johansen ad un livello del 5% accettano l'ipotesi dell'assenza di relazioni di lungo periodo tra le serie prese in esame (vedi tabella 15).

Tab.15 .test di Johansen. Dati EU, pre-1994.

Ipotesi	Autovalore massimo				
			10%	5%	1%
	6.54	5.23	7.52	9.24	12.97
	12.48	12.71	13.75	15.67	20.20

Ipotesi	Statistica traccia				
			10%	5%	1%
	6.54	5.23	7.52	9.24	12.97
	19.02	17.94	17.85	19.96	24.60

Tab.15

Da cui si ha una conferma delle considerazioni statistiche emerse nei risultati ottenuti precedentemente con dell'approccio di Engle-Granger. Ovvero si è portati a non considerare positivamente la presenza di relazioni di lungo periodo tra i dati. Risultati diversi, invece, emergono se non considero le prime osservazioni relative agli anni 1980-1982. In questo caso riduco in modo significativo la numerosità campionaria, che scende a sole 44 osservazioni, però tuttavia si ottengono delle valutazioni in linea con la teoria monetaria. In questo caso, infatti, si ha una convergenza dei risultati ottenuti con i diversi approcci<sup>30</sup>. Considerando prima una specificazione log-log, ed in seguito la formalizzazione semi-logaritmica, si ottengono le seguenti conclusioni. Le stime al primo passo dei parametri della relazione di cointegrazione con l'approccio di EG risultano pari ad:

<sup>30</sup> Anche se tuttavia i risultati della procedura di Johansen non risultano però confermati dai test di ML.

Il valore della statistica  $Z$  di Philip-Peron, in questo caso porta ad concludere in modo positivo in favore della presenza di una relazione di cointegrazione, ad un livello del 5%. Ma è un risultato che risente molto dell'esigua numerosità campionaria ( $T=44$ ). Tuttavia la stima della relazione non varia significativamente se si passa ad un frame work dinamico. L'implementazione di una stima D-OLS e, quindi, l'aggiunta tra i regressori delle differenze ritardate ed anticipate della variabile esplicativa evidenziano una robustezza dei risultati precedenti. Infatti al variare dell'ordine  $p$  dei ritardi ed anticipi si ha, per  $p=1$ :

per  $p=2$ ,

e per  $p=3$ ,

Risultati simili si ottengono anche considerando una specificazione semi-logaritmica. Infatti utilizzando la funzione di domanda di moneta introdotta da Cagan si ottiene:

In questo caso la statistica di Philip-Peron non conclude a favore della presenza di una relazione di cointegrazione tra i dati ad un livello del 5%. Il valore del test, infatti, risulta essere inferiore anche se di poco al valore corretto al 5% del test, pari ad  $-3.477952$ . Procedendo anche con una verifica dinamica si nota fortemente la fragilità indotta dall'esigua numerosità campionaria. Tuttavia si potrebbe procedere accettando la presenza di una relazione di cointegrazione ad un livello del test inferiore (10%). Uno



studio dinamico in questo contesto porta alle seguenti stime D-OLS al variare dell'ordine  $p$  degli anticipi e ritardi, per  $p=1$ :

per  $p=2$ :

mentre per  $p=3$  , invece, si ha:

dove si ha una conferma della non significatività del termine deterministico costante nella relazione di lungo periodo. In entrambe le specificazioni si ha un aumento in modulo della stima del parametro di interesse. Questo è dovuto dalla correzione di un effetto variabile omessa seguito dalla procedura D-OLS. Si può ipotizzare una possibile correlazione tra il valore del tasso di interesse nominale al tempo  $t$  e le differenze anticipate. La correzione di questo effetto, specie in piccoli campioni, rende più corrette le stime relative alla relazione di cointegrazione di lungo periodo. Risultati meno evidenti emergono da una valutazione di massima verosimiglianza. Infatti seguendo l'approccio di Johansen non emergono nei dati evidenze per supporre la presenza di una relazione di cointegrazione (vedi tabella 16).

Tab.16 .test di Johansen. Dati EU, 1983-1994.

Ipotesi	Autovalore massimo				
			10%	5%	1%
	2.98	2.97	7.52	9.24	12.97
	13.55	14.13	13.75	15.67	20.20
Ipotesi	Statistica traccia				
			10%	5%	1%
	2.98	2.97	7.52	9.24	12.97
	17.73	18.56	17.85	19.96	24.60

Tab.16

Per entrambe le specificazioni non emergono riscontri oggettivi per concludere sulla presenza di equilibri di lungo periodo della moneta. Se, tuttavia, rifiutassi l'ipotesi di nullità del rango della matrice  $\Pi$  ed accettassi l'ipotesi che il rango fosse unitario giungerei per entrambe le specificazioni a risultati in linea con le valutazioni di Engle-Granger. Infatti le stime di massima verosimiglianza dei parametri delle relazioni di cointegrazione sono simili ai valori ottenuti con le stime D-OLS.

Relazioni simili emergono con le stime ottenute con lo stimatore EGLS, che in campioni finiti risultano in generale più robuste e sono molto simili alle stime statiche OLS:

In conclusione nel sotto periodo 1980-1994 non è possibile giungere alla identificazione di una relazione unica nel contesto europeo. Tuttavia, vi sono timidi segnali di una identificazione di lungo periodo nello spazio temporale tra il 1982 ed il 1994 e sono confermati secondo l'approccio di Engle-Granger. Risultati meno significativi si hanno utilizzando la procedura di ML, da cui non si può concludere in favore della presenza di una relazione di lungo periodo comune in ambito europeo. Anche se tuttavia, nella loro procedura di stima, pervengono ad identificare relazioni simili a quelle indicate dalle stime OLS e D-OLS. Questi risultati, anche se fragili, ci permettono di stimare un costo complessivo dell'inflazione nel continente europeo e di effettuare dei confronti con la realtà economica americana.

# Capitolo 4

## Stima del costo dell'inflazione

Dalla stima delle relazioni di cointegrazione esposte nel capitolo precedente emergono alcuni spunti su cui basare uno studio relativo al costo sociale dell'inflazione. Infatti, da come è stato definito nel primo capitolo, è possibile stimare un costo opportunità dovuto alla presenza di perdita di potere di acquisto seguendo lo schema introdotto da Friedman-Bailey e sviluppato da Lucas (2000). Una stima di questo costo può essere espressa dal costo opportunità che la società, preferendo una condizione delineata dalla teoria ottima della quantità di moneta di Friedman (1969), è disposta ad pagare pur di non trovarsi in una situazione di stato stazionario con presenza di un tasso di inflazione positivo. Alcune considerazioni vanno evidenziate in nota esplicativa. La condizione ideale proposta dalla teoria della quantità ottima di moneta di Friedman prevede la presenza di un tasso di interesse nominale nullo e questa si realizza in un ambito di lungo periodo con presenza di deflazione. In più dettaglio la teoria ottima della moneta prevede un livello di

deflazione pari al tasso di interesse reale. La seconda considerazione è relativa al tasso di interesse reale. Il tasso di interesse di lungo periodo di steady-state si assume, come effettua Lucas (2000), pari al 3%. Quindi uno stato stazionario in presenza di un tasso di inflazione positiva e controllata pari al 2% presenterà un tasso di interesse nominale pari al 5%. Seguendo lo stesso schema un tasso di inflazione a due cifre, ovvero pari al 10%, provocherà uno stato stazionario con un tasso di interesse nominale pari al 13%. Da queste considerazioni si può procedere a misurare il costo sociale relativo alla perdita di potere d'acquisto indotto dall'inflazione con il tradizionale approccio di Bailey. Questo calcola il costo come surplus perso dalla società sotteso dall'equazione di lungo periodo della quota di saldi monetari su reddito muovendo il tasso di interesse nominale verso lo zero.

## **1. Costo dell'inflazione negli Stati Uniti. 1980-2006**

Nel periodo 1980-2006 per l'economia americana tale costo varia al variare della metodologia di stima della funzione di domanda di moneta (vedi tabella 17) ma risulta pari, secondo la specificazione semi-logaritmica di Cagan allo 0,0137% del reddito trimestrale nel caso di assenza di inflazione. Sale allo 0.0372% nel caso di steady-state con presenza di un tasso d'inflazione istituzionalmente controllato (2%). Mentre nel caso di steady-state con un tasso di aumento dei prezzi a due cifre aumenta in modo netto portandosi allo 0.2239% del reddito.

Tab.17.Costo sociale inflazione in USA, 1980-2006 in %.

Modello

---

ML	1.8636	0.0136	0.0369	0.2225
	1.7944	0.0131	0.0356	0.2192
	1.8939	0.0139	0.0377	0.2310
	1.9013	0.0140	0.0379	0.2320
	1.8639	0.0137	0.0372	0.2239

Tab.17

Questo valori si presentano inferiori rispetto ad alcuni importanti risultati presenti in letteratura. Infatti nel caso di aumento deciso dell'indice dei prezzi (inflazione a due cifre) si ha un costo sociale non superiore ad un quarto di punto percentuale di GDP. Però tuttavia se si riporta questa voce di costo in Dollari si giunge, ad esempio nel 2006, ad una stima pari a 30 miliardi di Dollari. Lo stesso costo, però relativo alla presenza di un tasso di inflazione controllato del 2%, scende a 5 miliardi di Dollari. Mentre in altri studi, ad esempio Dotsey ed Ireland (1996), nel periodo 1983-1995 si ottiene con la stessa specificazione un costo pari allo 0.4224% del reddito per la presenza di un tasso di inflazione a due cifre. Tuttavia il periodo di riferimento non è lo stesso ed una comparazione in merito diviene forzata e non plausibile. Un confronto può essere effettuato con le stime ottenute condizionando il campione alle osservazioni precedenti il 1994.

## **2. Costo dell'inflazione negli Stati Uniti. 1980-1993**

Nel periodo di osservazione che spazia dal 1980 al 1993 negli stati uniti si giunge a rilevare la presenza di una specificazione della funzione di domanda di moneta di lungo periodo di tipo logaritmico. Infatti, da come è emerso dalle analisi sulla relazione di cointegrazione, entrambi gli approcci utilizzati arrivano a convergere sulla stessa

identificazione di equilibrio di lungo periodo. Tuttavia a causa della ridotta numerosità campionaria risultava preferibile lo stimatore EGLS rispetto allo stimatore ML, perché più robusto. Dall'approccio di Engle-Granger emergeva, inoltre, la presenza di una relazione di lungo periodo anche per la specificazione relativa agli studi di Cagan. Quest'ultima di natura semi-logaritmica è sensibilmente simile alla relazione rintracciata da Dotsey ed Ireland (1996), nel periodo 1983-1995. Le stime del costo associato all'inflazione variano significativamente al variare della specificazione della funzione di domanda (vedi tabella 18). In questo modo confermando le ipotesi teoriche iniziali a riguardo della natura economico-teorica delle formulazioni analitiche. Tuttavia sembra che questo costo secondo una specificazione semi-logaritmica tenda a convergere verso lo 0.0401% del reddito trimestrale quando l'economia è in presenza di uno stato stazionario privo di inflazione (scenario che prevede un livello di tasso di interesse reale di equilibrio pari al 3%). Sale relativamente allo 0,1029% se si ammette la presenza di un livello positivo ma controllato di aumento dei prezzi (2%). Mentre aumenta in modo marcato allo 0,5131% del reddito nel caso di equilibrio di lungo periodo in presenza di un livello di inflazione a due cifre percentuali. Le valutazioni relative alla specificazione di Cagan, come già menzionato, risultano molto forzate.

Tab.18.Costo sociale inflazione in USA, 1980-1993 in %.

Specificazione log-log				
Modello				
EGLS	0.4017077	0.3412	0.4631	0.8204
	0.38305	0.2714	0.3720	0.6707
	0.39421	0.2905	0.3959	0.7062
	0.41163	0.3187	0.4304	0.7552
	0.44559	0.3790	0.5030	0.8544
Specificazione semi-log				
Modello				
	5.2297	0.0332	0.0863	0.4467
	5.4276	0.0352	0.0911	0.4667
	5.6045	0.0367	0.0948	0.4815

5.9985            0.0401            0.1029            0.5131  
Tab.18

Dai dati non emerge un netto riscontro sull'identificazione di questa forma funzionale. Tuttavia i risultati sono in linea con le stime ottenute, utilizzando la stessa specificazione, da Dotsey ed Ireland (1996). Dove nel periodo 1983-1995 identificano un costo sociale legato all'inflazione pari allo 0.0934% nel caso di aumento dei prezzi del 2%. Mentre nel caso di aumento dell'inflazione al 10% stimano un costo vicino allo 0.4224%. I risultati relativi alla specificazione logaritmica di Meltzer sono, invece, più robusti. Da questi emergono delle stime di costo maggiori, dovute alla diversa natura della forma funzionale utilizzata. Nel caso di equilibrio di lungo periodo in presenza di un aumento controllato dei prezzi (ad esempio un tasso del 2%) si stima un costo sociale associato all'inflazione pari allo 0.4631% del reddito. Valore che sale allo 0.8204% del GDP nel caso di equilibrio di lungo periodo in presenza di tassi di inflazione a due cifre percentuali. Questo ultimo costo, considerando il GDP americano del 1994, risulta pari ad 60 miliardi di Dollari. Un confronto possibile per questi valori può derivare dalla stima dei costi sociali europei.

### **3. Costo dell'inflazione in Europa. 1983-1993**

Dall'indagine effettuata nel capitolo precedente sono emerse timide relazioni di lungo periodo per la moneta. Queste tuttavia risultano molto condizionate dalla ridotta numerosità campionaria con cui sono state stimate. Però considerando le conclusioni emerse dall'approccio di Engle-Granger, si ottengono degli strumenti sensibilmente validi

per valutare l'entità di un costo sociale complessivo indotto dalla presenza dell'inflazione. Tuttavia, come già discusso, il costo ottenuto in questo contesto risulta essere una stima "plausibile" di un comportamento comune europeo. Comunque una nota in merito deve essere spesa. Nel periodo 1983-1993 risulta giusto e doveroso evidenziare che si sta parlando di 11 realtà economiche e monetarie distinte ed autonome. Però, d'altronde, nella loro posizione geo-politica risultano molto simili ed in relazione tra loro. Perciò può avere un senso visionare l'entità del costo sociale complessivo indotto dalla presenza di tassi di aumento dei prezzi positivi sul territorio europeo. I risultati variano al variare della metodologia di stima della relazione di lungo periodo ed al variare della specificazione funzionale utilizzata (vedi tabella 19). Da una prima analisi visiva dei costi si nota come i valori siano molto influenzati dalla specificazione della metodologia di stima e con essa, soprattutto, dalla esigua numerosità campionaria. La correzione indotta da una formulazione dinamica dell'equazione in fase di stima produce una convergenza nelle voci di costo verso un'entità simile a quella rilevata per dati USA. Infatti analizzando i valori ottenuti con la stima D-OLS con ordine dei ritardi ed anticipi pari ad 3 si nota come i costi sociali complessivi indotti dall'inflazione in Europa siano vicini a quelli indotti negli USA.

Tab. 19 .Costo sociale inflazione in Europa, 1983-1993 in %.

Modello	Specificazione log-log			
		0.02133	0.0636	0.1049
	0.03602	0.1109	0.1815	0.4560
	0.05218	0.1664	0.2701	0.6680
	0.06154	0.2003	0.3235	0.7932
	Specificazione semi-log			
	0.20389	0.0088	0.0245	0.1639
	0.36105	0.0158	0.0438	0.2906
	0.54639	0.0243	0.0670	0.4403
	0.64567	0.0289	0.0797	0.5208

Tab.19



Tuttavia se si implementa un confronto diretto con i risultati in tabella 18 emergono delle considerazioni importanti. Considerando una specificazione di natura semi-logaritmica della funzione di domanda di moneta, seguendo gli studi di Cagan, si nota come per dati europei si abbiano voci di costo sociale complessivo relativamente inferiori rispetto ai dati americani se si considerano scenari di inflazione normale. Infatti nel caso in cui la società sia in una condizione di equilibrio di lungo periodo con la presenza di un tasso di inflazione controllato e pari al 2%, il costo sociale stimato per l'Europa è pari allo 0.0797% del reddito trimestrale. Mentre invece per gli USA questa voce di costo risulta maggiore e pari ad 0.1029% del GDP. Conclusioni inverse si hanno nel caso di inflazione priva di controllo. Infatti nel caso di equilibrio di lungo periodo con la presenza di un aumento dei prezzi a due cifre percentuali (10%) si ha un costo sociale complessivo stimato lievemente superiore in Europa rispetto agli Stati Uniti. Rispettivamente uno 0.5208% del reddito contro lo 0.5131%. Queste considerazioni, invece, non emergono se si considera una specificazione funzionale di tipo logaritmico, seguendo le formulazioni analitiche di Meltzer. In questo caso infatti le stime del costo sociale complessivo europeo risultano inferiori a quelle USA. Infatti considerando un equilibrio di lungo periodo con la presenza di un tasso di inflazione al 2%, il costo complessivo in Europa si attesta intorno allo 0.3235% del reddito trimestrale, mentre negli USA la stessa voce di costo si muove attorno allo 0.4631%. I due risultati tendono a convergere nel caso di un aumento del 10% del livello dei prezzi. In questo caso il costo sociale indotto all'economia dall'inflazione, in Europa, risulta pari allo 0.7932%. Mentre negli USA, risulta di poco superiore e pari allo 0.8204% del GDP. Da questi risultati si possono effettuare delle considerazioni. La prima, comunque, deve fare riferimento alla fragilità delle conclusioni relative ai dati Europei. Le stime risentono molto delle procedure di stima e soprattutto

della ridotta numerosità campionaria. Quindi valutazioni e confronti risultano molto fragili. Tuttavia l'utilizzo di stime dinamiche porta a risultati che in entità convergono a quelli americani. La seconda, invece, mette in evidenza un aspetto legato al confronto tra le stime del costo sociale tra le due realtà economiche sotto studio. L'Europa, presenta un comportamento complessivo molto meno influenzato dalla presenza di un livello controllato di inflazione rispetto agli USA. Mentre, invece, per livelli non regolati di aumento dell'indice dei prezzi converge al comportamento americano. Purtroppo sarebbe stato interessante un confronto aggiuntivo con una realtà economica molto connessa al mercato unico europeo, ma con principi monetari nettamente distinti, come il regno unito. Tuttavia i dati UK non permettono di concludere un'analisi in questa direzione.

# Conclusioni

Dalle analisi effettuate in questo lavoro emergono diversi risultati. Il primo riguarda gli equilibri economici di lungo periodo relativi alla politica monetaria. Nel periodo 1980-2004 non si giunge a identificare delle relazioni di cointegrazione nei dati che portino a delineare una specificazione teorica relativa agli equilibri di lungo periodo tra l'aggregato M1 (circolante più depositi in conto corrente) e il tasso di interesse nominale a breve periodo nelle principali realtà economiche mondiali. Questo problema trova una soluzione per quanto riguarda i dati statunitensi nella correzione dell'aggregato monetario a seguito dell'introduzione ufficiale nel 1994 di una ristrutturazione degli strumenti bancari che permette una diversa e più generale specificazione dei depositi. Specificazione, questa, che viene definita M1RS e che include gli equilibri di lungo periodo nella definizione di una funzione di domanda di moneta da parte del sistema economico. Ulteriori verifiche portano a concludere che l'effetto di questo programma relativo ai depositi bancari non si può cogliere con filtri deterministici. Facendo, in questo modo, ritenere che la consueta definizione M1 non sia adatta al computo reale della funzione di domanda di moneta a causa di una reale sottostima dell'effettivo valore economico dei depositi. Tuttavia, condizionandosi al periodo precedente all'introduzione ufficiale del programma *sweep retail deposit*, l'aggregato corretto non si presenta più utile

a identificare un equilibrio di lungo periodo. Mentre al contrario un'identificazione appropriata di una relazione di cointegrazione emerge con l'utilizzo del generale computo dell'aggregato M1. Uscendo dall'economia americana non si ha più a disposizione un'insieme di dati consono per ripetere la stessa analisi in quanto non è disponibile al di fuori degli Stati Uniti un indicatore corrispettivo dell'aggregato M1RS. Spostandosi sulla realtà economica inglese nel periodo 1986-2004 e utilizzando l'aggregato M1 non emergono risultati rilevanti e, purtroppo, a causa dell'assenza di dati relativi al periodo precedente al 1986 non è possibile effettuare un'analisi comparata rispetto agli Stati Uniti. In ambito europeo le serie evidenziano la presenza di una forte instabilità dovuta al fatto che nel periodo di riferimento 1980-2004 i due approcci di Engle-Granger e massima verosimiglianza conducono a risultati discordanti. Un cambio nei livelli delle variabili, attribuibile al gennaio 1994, distorce il valore delle statistiche test di Johansen ed evidenzia delle relazioni non valide tra l'aggregato M1 e le specificazioni del tasso di interesse. Un confronto quindi tra Stati Uniti e l'esperimento economico della zona Euro sugli equilibri di lungo periodo della moneta, dunque, non è fattibile. Facendo delle ipotesi in merito a un comportamento complessivo univoco delle nazioni europee nei confronti dell'alto livello inflativo nel periodo 1983-1994, può essere calcolata una stima di un costo complessivo sull'economia dovuto all'inflazione. Tuttavia, le stime in ambito europeo appaiono molto fragili alla luce del fatto che la loro sensibilità risente molto dell'scarsità campionaria e non vi è una convergenza dei metodi di calcolo. E' vero, però, che esiste una convergenza nel calcolo di questi costi nel periodo che si riferisce agli anni ottanta e inizio anni novanta in cui è possibile compiere un timido confronto tra le due realtà economiche. In Europa sembra emergere una leggera tolleranza rispetto agli Stati Uniti per bassi livelli positivi di inflazione; mentre diversamente per alti aumenti del livello dei prezzi le due economie subiscono costi sociali simili. Purtroppo, la scarsità di

dati disponibili per un adeguato confronto non ha reso possibile lo stesso tipo di analisi per il Regno Unito. Paese, questo, il cui studio comparativo sarebbe stato molto interessante data la peculiarità monetaria e il forte legame storico e tuttora economico con il sistema economico dell'Unione Europea.

# Appendice

## A1. Codice R per i test ricorsivi e la stima EGLS.

```
#Definizione degli Aggregati.
p<-2
K<-3
Lmp<-
Lr<-
T<-length(Lmp)
#Definizione delle matrici per la stima
Dlmp<-diff(Lmp,1)
Dlr<-diff(Lr,1)
VDY<-c(Dlmp, Dlr)
VDY
T.1<-T-1
DY<-matrix(VDY, 2, T.1, byrow=TRUE)
DY<-DY[,2:T.1]
LagLmp<-Lmp[1:T.1]
LagLy<-Ly[1:T.1]
LagLr<-Lr[1:T.1]
const<-rep(1, T.1)
VLagY<-c(LagLmp, LagLr, const)
LagY<-matrix(VLagY, 3, T.1, byrow=TRUE)
LagY<-LagY[,2:T.1]
Dxmp<-diff(LagLmp,1)
Dxly<-diff(LagLy,1)
Dxlr<-diff(LagLr,1)
T.2<-T-2
VDX<-c(Dxmp,Dxlr)
DX<-matrix(VDX, 2, T.2, byrow=TRUE)
#####
DYoriginal<-DY
LagYoriginal<-LagY
DXoriginal<-DX
#####
#Stima di ML del VECM
```

```

I<-rep(1, T.2)
ID<-diag(I)
M<-ID-(t(DX)%% solve(DX %% t(DX)) %% DX)
R0<-DY %% M
R1<-LagY %% M
S11<-(R1 %% t(R1))/T.2
S00<-(R0 %% t(R0))/T.2
S01<-(R0 %% t(R1))/T.2
S10<-(R1 %% t(R0))/T.2
S00I<-solve(S00)
V<-eigen(S11)
V1<-V$vector
V1I<-solve(V1)
Ds<-sqrt(V$values)
D<-diag(Ds)
S112<-(V1 %% D %% V1I)
S<-S112 %% S112
S112I<-solve(S112)
Sbeta<-S112I %% S10 %% S00I %% S01 %% S112I
SB<-eigen(Sbeta)
TR<-SB$values
v1<-SB$vector[,1]
B1<-BML<-t(v1) %% S112I
AML1<-AML<-S01 %% t(BML) %% solve( BML %% S11 %% t(BML))
GML1<-GML<-(DY- AML %% BML %% LagY) %% t(DX) %% solve( DX %% t(DX))
SML3<-((R0- AML %% BML %% R1)%% t(R0- AML %% BML %% R1))/T-K*p
SML3I<-solve(SML3)

```

```

#####
##### Statistica ricorsiva Log Rapporto di ML #####
#####

```

```

#ML per sotto campioni Forward
#t1 è il numero di osservazioni minime
t1<-10
p<-2
K<-3
L2<-L4<-rep(0, T)
F<-rep(0, T)
for (i in t1:T)
{
DY<-DYoriginal
LagY<-LagYoriginal
DX<-DXoriginal
DY<-DY[,1:i]
LagY<-LagY[,1:i]
DX<-DX[,1:i]
J<-length(DY[1,])
I<-rep(1, J)
ID<-diag(I)
M<-ID-(t(DX)%% solve(DX %% t(DX)) %% DX)
R0<-DY %% M
R1<-LagY %% M
S11<-(R1 %% t(R1))/J
S00<-(R0 %% t(R0))/J
S01<-(R0 %% t(R1))/J
S10<-(R1 %% t(R0))/J
S00I<-solve(S00)
V<-eigen(S11)
V1<-V$vector
V1I<-solve(V1)
Ds<-sqrt(V$values)

```

```

D<-diag(Ds)
S112<-(V1 %**% D %**% V1I)
S<-S112 %**% S112
S112I<-solve(S112)
Sbeta<-S112I %**% S10 %**% S00I %**% S01 %**% S112I
SB<-eigen(Sbeta)
v1<-SB$vectors[,1]
BML<-t(v1) %**% S112I
AML<-S01 %**% t(BML) %**% solve( BML %**% S11 %**% t(BML))
GML<-(DY- AML %**% BML %**% LagY) %**% t(DX) %**% solve( DX %**% t(DX))
SML2<-((R0- AML %**% BML %**% R1)%**% t(R0- AML %**% BML %**% R1))/J
SML2I<-solve(SML2)
GH3<-rep(0,J)
GH4<-rep(0,J)
G3<-G4<-0
for (t in 1:i)
{
GH3[t]<- t(R0[,t]- AML %**% BML %**% R1[,t]) %**% SML2I %**% (R0[,t]- AML %*
% BML %**% R1[,t])
GH4[t]<- t(R0[,t]- AML1 %**% B1 %**% R1[,t]) %**% SML3I %**% (R0[,t]- AML1
%**% B1 %**% R1[,t])
}
G3<-sum(GH3)/2
G4<-sum(GH4)/2
L3[i]<-(-1)*((J/2)*log(det(SML2))-G3)
L4[i]<-(-1)*((J/2)*log(det(SML3))-G4)
F[i]<-(i/T)*sqrt(T/2*p)
}
Qt2<-rep(0,T)
for (i in t1:T)
{
Qt2[i]<-(L3[i]-L4[i])/sqrt(T*2*p)
}
Qt2<-ts(Qt2, freq=4, start=c(1980,3))
ts.plot(Qt2,xlim=c(1984,2005),main="Calcolo-ricorsivo-log-
verosimiglianza",ylab="QT(t1)")
abline(h=1.36, lty=3)

#####
##### Calcolo ricorsivo degli auto valori #####
#####

p<-2
K<-3
Lambda<-matrix(rep(0, 2*T), 2, T)
SE<-matrix(rep(0, 2*T), 2, T)
for (j in 1:2)
{
for (i in t1:T)
{
h<-trunc((i)^(1/3))
DY<-DYoriginal
LagY<-LagYoriginal
DX<-DXoriginal
DY<-DY[,1:i]
LagY<-LagY[,1:i]
DX<-DX[,1:i]
J<-length(DY[1,])
I<-rep(1, J)
ID<-diag(I)
M<-ID-(t(DX)%**% solve(DX %**% t(DX)) %**% DX)
R0<-DY %**% M

```



```

R1<-LagY %*% M
S11<-(R1 %*% t(R1))/J
S00<-(R0 %*% t(R0))/J
S01<-(R0 %*% t(R1))/J
S10<-(R1 %*% t(R0))/J
S00I<-solve(S00)
V<-eigen(S11)
V1<-V$vectors
V1I<-solve(V1)
Ds<-sqrt(V$values)
D<-diag(Ds)
S112<-(V1 %*% D %*% V1I)
S<-S112 %*% S112
S112I<-solve(S112)
Sbeta<-S112I %*% S10 %*% S00I %*% S01 %*% S112I
SB<-eigen(Sbeta)
v1<-SB$vectors[,1:j]
BML<-t(v1) %*% S112I
AML<-S01 %*% t(BML) %*% solve( BML %*% S11 %*% t(BML))
Lambda[j,i]<-SB$values[j]
W<-rep(0, h)
for (w in 1:h)
{
RU<-RV<-rep(0, (i-w))
U<-V<-0
B<-E<-0
for (t in 1:(i-w))
{
RU[t]<-B+(sqrt(Lambda[j,i])*t(AML[,j])%*%S00I%*%R0[,t+w])%*%
(sqrt(Lambda[j,i])*t(AML[,j])%*%S00I%*%R0[,t])
B<-RU[t]
RV[t]<-E+(sqrt(Lambda[j,i])*t(AML[,j])%*%S00I%*%R0[,t+w])%*%
(sqrt(Lambda[j,i]*(1-Lambda[j,i]))*(t(AML[,j])%*%S00I%*%(R0[,t]-AML%*
%BML%*%R1[,t])))
E<-RV[t]
}
U<-sum(RU)/i
V<-sum(RV)/i
W[w]<-((1-(w/h))^2)*((V^2)-(U^2))
}
SE[j,i]<-sqrt((1/i)*4*((1-Lambda[j,i])^2)*(Lambda[j,i]+sum(W)))
}
}
SE95<-SE*1.96
L<-t(Lambda)
SE95t<-t(SE95)
KL1<-matrix(rep(0,T),3,T)
for (i in 1:T)
{
KL1[1,i]<-Lambda[1,i]+SE95[1,i]
KL1[2,i]<-Lambda[1,i]
KL1[3,i]<-Lambda[1,i]-SE95[1,i]
}
KL2<-matrix(rep(0,T),3,T)
for (i in 1:T)
{
KL2[1,i]<-Lambda[2,i]+SE95[2,i]
KL2[2,i]<-Lambda[2,i]
KL2[3,i]<-Lambda[2,i]-SE95[2,i]
}
K1<-t(KL1)

```

```

K2<-t(KL2)
K1<-ts(K1[p1:T,], freq=4)
K2<-ts(K2[p1:T,], freq=4)
op<-par(mfrow=c(1,2))
ts.plot(K1[,1],K1[,2],K1[,3],lty=c(3,1,3),main="Autovalore 1")
abline(h=0, lty=2)
ts.plot(K2[,1],K2[,2],K2[,3],lty=c(3,1,3),main="Autovalore 2")
abline(h=0, lty=2)

#####
##### Test sulle Fluttuazioni #####
#####
Tau<-matrix(rep(0, 2*T), 2, T)
for (j in 1:2)
{
for (t in t1:T)
{
Tau[j,t]<-(t/sqrt(T))*(Lambda[j,t]-TR[j])/sqrt((SE[j,t]^2))
}
}
Y<-t(Tau)
Y<-ts(Y[p1:T,], freq=4)
ts.plot(Y[,1],col=c(1),main="Test sulle fluttuazioni",ylab="ti(t1)")
abline(h=1.36, lty=3)
abline(h=-1.36, lty=3)

#####
##### Stima EGLS e LS #####
#####
#Stima del vettore Beta, ML.
I<-rep(1, T.2)
ID<-diag(I)
M<-ID-(t(DX[,1:T.2]))%% solve(DX[,1:T.2] %% t(DX[,1:T.2])) %%
DX[,1:T.2])
R0<-DY[,1:T.2] %% M
R1<-LagY[,1:T.2] %% M
S11<-(R1 %% t(R1))/T.2
S00<-(R0 %% t(R0))/T.2
S01<-(R0 %% t(R1))/T.2
S10<-(R1 %% t(R0))/T.2
S00I<-solve(S00)
V<-eigen(S11)
V1<-V$vectors
V1I<-solve(V1)
Ds<-sqrt(V$values)
D<-diag(Ds)
S112<-(V1 %% D %% V1I)
S<-S112 %% S112
S112I<-solve(S112)
Sbeta<-S112I %% S10 %% S00I %% S01 %% S112I
SB<-eigen(Sbeta)
v1<-SB$vectors[,1]
BML<-t(v1) %% S112I
BML1<-BML[1,]/BML[1,1]
Beta<-BML1

#Stima LS, dato Beta ML.
L2LS<-Beta%%LagY[,1:T.2]
DX2LS<-rbind(L2LS, DX[,1:T.2])
ALS<-DY[,1:98] %% t(DX2LS) %% solve(DX2LS %% t(DX2LS))
SigmaLS<-((DY[,1:98]-ALS%%DX2LS)%%t(DY[,1:98]-ALS%%DX2LS))/T-K*p

```

```
#Stima di Pigreco e Beta con FGLS.
Pigreco<-(DY[,1:T.2]**%t(LagY[,1:T.2]))**%solve(LagY[,1:T.2]**%t(LagY[,1:T.2]))
r<-1
R11<-R1[1,]
R12<-R1[2:3,]
AGLS12<-Pigreco[,1]
BGLS1<-solve(t(AGLS12)**%solve(SigmaLS)**%AGLS12)**%t(AGLS12)**%solve(SigmaLS)**%(R0-AGLS12**%t(R11))**%t(R12)**%solve(R12**%t(R12))
BEGLS<-cbind(1, BGLS1)
BEGLS
```

# Bibliografia

Ahn, S.K. and Reinsel, G.C. [1990]. "Estimation of Partially Nonstationary Multivariate Autoregressive Models". *Journal of American Statistical Association*, 85: 813-823

Bagliano, Fabio C., and Marotta, Giuseppe. [1999]. "Economia Monetaria", il Mulino.

Bailey, Martin J. [1956]. "The Welfare Cost of Inflationary Finance". *Journal of Political Economy*, 64(2): 93-110.

Banerjee, Anindya, Dolado, Juan, Galbraith, John W., and Hendry David F. [1993]. "Co-Integration, Error-Correction, and the Econometrics Analysis of Non-Stationary Data". *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press.

Barigozzi, Matteo and Conti, Antonio. [2011]. "On the Sources of Euro Area Money Demand Stability. A Time Varying Cointegration Analysis". *ECARES working paper* 2010-022

Bruggemann, R. & Lutkepohl, H. (2004). "Practical Problems with Reduced Rank ML Estimators for Cointegration Parameters and a Simple Alternative". *Discussion paper*, European University Institute, Florence.

Cagan, Philip. [1956]. "The Monetary Dynamics of Hyperinflation". In *Studies in the Quantity Theory of Money*, ed. Milton Friedman, 25-117. Chicago: University of Chicago Press.

Calza, A., Gerdesmeier, D., and Levy, J. (2001). "Euro Area Money Demand: Measuring the Opportunity Cost Appropriately". *Working Paper 01/179*, IMF.

Cynamon, Barry Z., Dutkowsky, Donald H., and Barry E. Jones. [2006]. "Redefining the Monetary Aggregates : A clean Sweep." *Eastern Economic Journal*, 32(4):661-72.

Dotsey, Michael, and Peter N. Ireland. [1996]. "The Welfare Cost of Inflation in General Equilibrium". *Journal of Monetary Economics*, 37(1): 29-47.

- Dreger, C. and Wolters, J. (2009). "Investigating M3 money demand in the Euro Area". *Journal of International Money and Finance*, 29, 111–122.
- Dutkowsky, Donald H., and Barry Z. Cynamon. [2006]. "Sweep Programs: The Fall of M1 and Rebirth of the Medium of Exchange". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(2): 263-79.
- Engle, Robert F., and Clive W. J. Granger. [1987]. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, 55(2): 251-76.
- Fischer, Irvine. [1911]. "The Purchasing Power of Money", New York, pp. 24-54.
- Friedman, Milton. [1969]. "The Optimum Quantity of Money". In *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*, 1-50. Chicago: Aldine Publishing Company.
- Friedman, Milton. [1971]. "A Theoretical Framework for Monetary Analysis" in NBER Occasional Paper, n.112, New York, National Bureau of Economic Research.
- Ireland, Peter N. [2009]. "On The Welfare Cost of Inflation and the Recent Behavior of Money Demand". *American Economic Review*, 99:3, 1040-1052.
- Hamilton, James D. [1994]. "Time Series Analysis". Princeton University Press.
- Hansen, Henrik and Johansen, Soren. [1999]. "Some tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-models". *Econometrics Journal*, 2, 306-333.
- Hansen, G., Kim, J. R. & Mittnik, S. (1998). "Testing Cointegrating Coefficients in Vector Autoregressive Error Correction Models". *Economics Letters* 58: 1–5.
- Hendry, D. F. [1995]. "Dynamic Econometrics". Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Johansen, Soren. [1988]. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2/3): 231-54.
- Johansen, Soren. [1995]. "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models". Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Juselius, Katarina. [2006]. "The Cointegrated VAR Model". Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Keynes, J. M. [1971]. "Teoria Generale dell'Occupazione, dell'Interesse e della Moneta". Utet, Torino.

- Lucas, Robert E., Jr. [2000]. "Inflation and Welfare". *Econometrica*, 68(2): 247-74
- Lutkepohl, Helmut. [2005]. "New Introduction to Multiple Time Series Analysis", Springer.
- Lutkepohl, Helmut and Kratzig, Markus. [2004]. "Applied Time Series Econometrics". Cambridge University Press
- Lutkepohl, H., Saikkonen, P. and Trenkler, C. [2004]. "Testing for the cointegrating rank of a VAR process with Level Shift at Unknown Time". *Econometrica*. 72: 647-662
- MacKinnon, James G. [2010]. "Critical Values for Cointegration Tests". *Queen's Economics Department Working Paper No. 1227*
- Meltzer, Allan H. [1963]. "The demand for Money: The evidence from the Time Series". *Journal of Political Economy*, 71(3): 219-46.
- Pfaff, Bernhard. [2008]. "Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R". Springer.
- Phillips, Peter C.B., and S.Ouliaris. [1990]. "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration." *Econometrica*, 58(1): 165-93.
- Phillips, P. C. B. (1994). "Some Exact Distribution Theory for Maximum Likelihood Estimators of Cointegrating Coefficients in Error Correction Models". *Econometrica* 62: 73-93.
- Phillips, Peter C.B., and Pierre Perron. [1998]. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*, 75(2): 335-46.
- Saikkonen, P. [1992]. "Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation". *Econometric Theory*, 8: 1-27
- Simpson, T.D. [1980]. "The Redefined Monetary Aggregates". *Federal Reserve Bulletin*, 1980. (2) 97-114.
- Snyder, C. [1934]. "On the Statistical Relation of Trade, Credit and Prices". *Review of Institute of International Statistics*, ottobre, 278.291.
- Stock, James H., and Mark W. Watson. [1993]. "A simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". *Econometrica*, 61(4): 783-820.