

Un modello VAR per l'analisi degli effetti della politica monetaria nell'area euro

Matteo Luciani*

Università degli Studi "Roma Tre"

Questo articolo, tramite la stima di un modello VAR strutturale su dati aggregati tra il 1980 ed il 2002, studia gli effetti di variazioni inattese alla politica monetaria sulle principali variabili macroeconomiche nell'area euro. I risultati ottenuti sono in linea con le previsioni della teoria economica e non rilevano sostanziali differenze rispetto a quelli presenti in letteratura. Ciò, alla luce della nascita dell'Unione Monetaria Europea, suscita qualche perplessità e impone una serie di considerazioni. Il lavoro si sofferma quindi a discutere alcuni limiti relativi sia alle tecniche econometriche utilizzate, sia alle modalità seguite nella costruzione dei dati set tipicamente usati in queste analisi. [Codice JEL: E52]

1. - Introduzione

Il 1° gennaio 1999, con la nascita dell'Unione Monetaria Europea (UME), i singoli paesi che adottano l'euro hanno delegato l'esercizio complessivo della politica monetaria al Sistema Euro-

* <matteoluciani@yahoo.it>. Desidero ringraziare Gert Peersman e Ricardo Mestre, per i consigli su come costruire i dati ed eseguire l'analisi econometrica, ed il Prof. Kamil Tahmiscioglu, per l'utile discussione sulla distribuzione asintotica delle stime OLS nei modelli VAR. Inoltre, desidero ringraziare in modo particolare la mia relatrice, Prof.ssa Silvia Terzi, ed il mio correlatore, Prof. Mario Tirelli, che mi hanno seguito e consigliato durante la stesura di questo articolo e della tesi. Per concludere, vorrei ringraziare alcuni anonimi *referee* per i preziosi commenti che hanno contribuito a migliorare la versione finale di questo articolo. Gli eventuali errori sono, logicamente, da attribuire soltanto a me.

peo delle Banche Centrali (SEBC).¹ Come prescritto dal trattato di Maastricht l'obiettivo fondamentale è quello di mantenere la stabilità dei prezzi all'interno dell'area, obiettivo che è stato quantificato come un livello di inflazione inferiore al 2% su base annua. Inoltre, senza pregiudicare la stabilità dei prezzi, la Banca Centrale Europea (BCE) può anche supportare la politica economica generale della Comunità contribuendo così al raggiungimento di alti livelli di occupazione e ad una crescita sostenibile e non inflazionistica.

L'obiettivo di questo articolo è di costruire un modello econometrico che sia capace di determinare gli effetti della politica monetaria sulle principali variabili macroeconomiche nell'area euro, in particolare sui prezzi e sul reddito, e quindi descrivere e valutare il grado di efficacia con il quale la BCE persegue i propri obiettivi.

La costruzione di un modello econometrico per l'area euro pone però grandi difficoltà. Un inevitabile problema nello studio delle relazioni monetarie nell'unione sta nel fatto che esistono pochi dati dall'introduzione dell'euro il 1° gennaio 1999.

Una prima possibile reazione è quella di sostenere che per i lavori empirici è meglio attendere la disponibilità di maggiori dati. Alternativamente, per superare il problema la letteratura ha proposto due strade. La prima consiste nel ricostruire le serie europee aggregando secondo un qualche criterio i dati nazionali per il periodo antecedente il gennaio 1999; la seconda consiste, invece, nello stimare i modelli per i singoli paesi.

In questo lavoro useremo il primo dei due metodi illustrati giustificando la nostra scelta con la considerazione che per il periodo successivo al gennaio 1999 gli obiettivi e gli strumenti di politica monetaria sono definiti dalla BCE rispetto all'area complessivamente considerata. Si deve comunque far notare come l'applicazione di questo metodo presenti numerosi problemi. È facile capire come non ci sia un metodo di aggregazione per i dati pre 1999 che sia unanimemente accettato; la letteratura in meri-

¹ Il Sistema Europeo delle Banche Centrali è composto dalla Banca Centrale Europea e dalle banche centrali dei paesi che adottano l'euro.

to ha, infatti, fornito diverse proposte e i risultati ottenuti hanno mostrato di essere molto sensibili al metodo di aggregazione scelto. Inoltre, da un punto di vista economico tale aggregazione assume significato se si accetta l'idea che prima del 1999 sia esistita una politica monetaria comune; ovvero che le scelte di politica monetaria dei paesi dell'area euro sono state oggetto di un effettivo coordinamento. Questa idea che sembra condivisibile se si guarda al periodo immediatamente antecedente al 1999, risulta più difficile da condividere man mano che si va indietro negli anni. L'esperienza passata dei paesi dell'unione in materia di indirizzi di politica monetaria è infatti diversa. Per concludere, ogni metodo per determinare gli effetti della politica monetaria in Europa basato su modelli strutturali a serie storiche risente della critica di Lucas (1976), secondo la quale un cambio di regime modifica le funzioni di comportamento individuali degli operatori e quindi le relazioni strutturali dei modelli. In particolare, l'introduzione della moneta unica è un cambiamento istituzionale di tale importanza da essere capace di alterare profondamente il comportamento del settore privato.

In che modo la politica monetaria influenza l'economia? Per rispondere a questa domanda è necessario tenere a mente che le azioni di politica monetaria riflettono solo in parte la risposta delle autorità agli sviluppi non monetari dell'economia. Una data azione di politica monetaria e l'evento economico che ne segue sono il risultato degli effetti di tutti gli *shock* presenti nella economia. Quindi, per capire gli effetti della politica monetaria sulle principali variabili macroeconomiche è necessario separare quelli derivanti dal perseguimento degli obiettivi istituzionali da quelli generati da altri fenomeni. Una possibilità è di concentrare l'analisi sugli effetti di variazioni che non siano spiegate dalle variabili presenti nel modello e quindi possano essere interpretate come un cambiamento esogeno alla politica monetaria. In questo modo è chiaro come cambiamenti nei meccanismi di riferimento della politica monetaria non dipendono da cambiamenti nelle variabili obiettivo. Il problema diventa, allora, quello di assicurare che questi "shock esogeni" su cui si basa l'analisi non siano semplicemente degli errori di specificazione del modello eco-

nometrico, i residui, ma siano invece interpretabili come *shock* in senso economico. Questo vuol dire eliminare ogni tipo di componente sistematica, prima fra tutte la correlazione tra gli errori del modello.

La nostra strategia sarà quella di simulare un intervento di politica monetaria che non abbia un carattere sistematico (*monetary policy shock*) e verificarne gli effetti sul sistema. Per far sì che gli altri *shock* presenti nell'economia non interagiscano nel nostro esperimento è necessario isolarli; questa condizione non sussiste mai nelle situazioni concrete, è quindi necessario operare al fine di ottenerla. A tal proposito, l'approccio pionieristico di Friedman e Schwartz (1963), il cosiddetto approccio narrativo, proponeva di cercare dei dati che fossero indicatori di azioni "esogene" di politica monetaria; per esempio, Romer e Romer (1989) proponevano di usare i documenti delle delibere politiche della Federal Reserve per identificare i momenti in cui si verificavano gli *shock* monetari.

Un approccio più comune, invece, consiste nel fare un numero sufficiente di ipotesi così da poter stimare i parametri della *feedback rule* della banca centrale; le ipotesi riguardano la forma della funzione, quali variabili la banca centrale osserva quando sceglie come muovere il proprio strumento e, infine, qual è lo strumento operativo. In aggiunta si devono fare delle ipotesi sulla natura della interazione tra lo *shock* monetario e le variabili nella *feedback rule*.

È chiaro, come si evince dalle considerazioni svolte, che la letteratura non abbia ancora registrato una convergenza di opinioni circa le ipotesi necessarie a identificare gli effetti di uno *shock* esogeno alla politica monetaria. Tuttavia, esiste un certo assenso circa gli effetti qualitativi degli *shock*. In particolare dopo un intervento non sistematico di politica monetaria in senso *restrittivo*, ci si attende che il tasso di interesse a breve termine aumenti, l'*output* aggregato, l'occupazione, i profitti e vari aggregati monetari si riducano, il livello dei prezzi si muova lentamente al ribasso, ed i salari diminuiscano, anche se con variazioni modeste.

La procedura che viene suggerita e che adottiamo nella no-

stra analisi consiste nell'utilizzare i modelli autoregressivi vettoriali strutturali (SVAR). Il grande vantaggio di usare i modelli VAR strutturali sta nel fatto che per ottenere l'identificazione è necessario imporre un numero minimo di vincoli teorici, senza così dover far ricorso ad un modello completo dell'economia.

L'indagine è stata condotta su dati aggregati trimestrali dell'area euro dal 1980 al 2002. Le serie sono state costruite aggregando i dati nazionali per il periodo 1980-1998, e, per il periodo successivo, utilizzando i dati Eurostat.

Per stimare i parametri della *feedback rule* della banca centrale abbiamo utilizzato il *set* di vincoli che fa riferimento alla *recursiveness assumption*, proposta da Christiano, Eichenbaum e Evans (2000) e da Eichenbaum e Evans (1995). Secondo quest'ipotesi lo *shock* di politica monetaria è ortogonale alle variabili che entrano nella *feedback rule* dell'autorità monetaria, ovvero queste variabili al tempo t non rispondono alle realizzazioni al tempo t dello *shock* monetario.

La stima di un modello VAR strutturale ha prodotto dei risultati in linea con la teoria economica: un aumento nel tasso di interesse nominale (circa 30 punti base) tende ad essere seguito da un apprezzamento reale del tasso di cambio e da una caduta temporanea dell'*output* tra il secondo ed il sesto trimestre dopo lo *shock*. I prezzi sono più vischiosi e iniziano a cadere in maniera significativa solo numerosi trimestri dopo il reddito (circa all'ottavo). Anche se questa risposta è qualitativamente simile a quella stimata per gli Stati Uniti, l'intensità è nettamente minore dando supporto alla visione dell'economia europea come un'economia caratterizzata da una flessibilità di prezzo più contenuta rispetto a quella statunitense.

Il confronto tra i nostri risultati e quelli ottenuti da altri autori, Peersman e Smets (2003), ha messo in evidenza come gli effetti di uno *shock* di politica monetaria sui prezzi sono diversi da quelli attesi, anche se questa differenza è poco significativa. Da un punto di vista economico, se ne deduce che uno *shock* monetario *restrittivo* provoca una minore caduta del reddito, ma che a questa si associa un minore impatto sui prezzi suggerendo una maggiore rigidità di quest'ultimi. Sembra però molto difficile di-

fendere un'interpretazione simile. Infatti, la nascita della moneta unica ha abbattuto i costi di transazione dovuti alla presenza di differenti monete ed eliminato i cosiddetti rischi di cambio, questi fattori hanno certamente spinto verso una maggiore concorrenza tra le industrie nell'unione, e di conseguenza aumentato la flessibilità dei prezzi.

Inoltre, i *test* effettuati sulla stabilità del modello hanno suggerito la presenza di un cambiamento nella relazione tra le variabili (*break strutturale*) o intorno agli inizi del 1999 in concomitanza con la nascita dell'unione monetaria, o agli inizi del 2001 in corrispondenza dell'ingresso della Grecia nell'unione. Quindi si potrebbe concludere che la differenza tra i nostri risultati e quelli ottenuti da Peersman e Smets, per quanto non significativa, sia dovuta ad un cambiamento nella relazione tra le variabili. Per verificare quest'ipotesi sarebbe bastato stimare il modello consentendo un cambiamento nella relazione e vedere se così si sarebbero ottenuti significativi miglioramenti. Purtroppo, a causa della scarsità di osservazioni nel periodo post-1999, ciò non c'è stato possibile.

Il resto dell'articolo è strutturato come segue. Nella sezione 2 forniamo un modello teorico per descrivere la struttura economica dell'area euro e il meccanismo di trasmissione della politica monetaria. Il paragrafo 3.1 spiega la metodologia econometrica utilizzata. Nel par. 3.2 si descrivono i dati e nel 3.3 il modello utilizzato. Nel paragrafo 3.4 presentiamo i risultati ottenuti che sono discussi e commentati nel paragrafo 3.5. Per finire, nel paragrafo 4 si trovano le conclusioni.

2. - Un modello teorico di riferimento

Il trattato sull'Unione Europea ha assegnato al Sistema Europeo delle Banche Centrali (SEBC) l'obiettivo primario del mantenimento della stabilità dei prezzi, riflettendo un vasto consenso nella società sul fatto che il mantenimento di prezzi stabili è il miglior contributo che la politica monetaria può dare alla crescita economica, alla creazione di lavoro e alla coesione sociale.

Da un punto di vista operativo la BCE persegue l'obiettivo della stabilità dei prezzi attraverso il controllo della base monetaria. Nel breve periodo le manovre di controllo della base monetaria si trasmettono al mercato principalmente attraverso il canale del tasso di interesse. I loro effetti si propagano fino a determinare variazioni dei prezzi e della produzione.

Tuttavia, nel *modus operandi* della BCE, prevale l'idea che nel lungo periodo la politica monetaria sia neutrale: qualsiasi variazione dell'offerta di moneta si traduce in una variazione del livello dei prezzi. Il reddito reale e la disoccupazione sono, nel lungo periodo, essenzialmente determinati da fattori reali (*supply - side*). Questi sono la tecnologia, la crescita della popolazione, le preferenze degli operatori e la struttura istituzionale dell'economia (diritti di proprietà, politica fiscale, politiche del *welfare* e la normativa che determina la flessibilità dei mercati e gli incentivi all'offerta di lavoro e capitali e all'investimento in capitale umano).

Mettendo insieme le considerazioni appena svolte, possiamo rappresentare la struttura economica dell'unione europea con una versione standard del modello "offerta aggregata/domanda aggregata" (AS/AD), che assume la presenza di rigidità nei prezzi e nei salari nel breve periodo e perfetta flessibilità di tali variabili nel lungo periodo.

La struttura economica può essere quindi riassunta attraverso tre condizioni di equilibrio: una per il mercato dei beni, una per il mercato degli asset ed una che descriva l'aggiustamento dei prezzi nel tempo, includendo anche una condizione di neutralità nel lungo periodo.

$$(1) \quad m - p = \alpha y - \beta i - v_{md} \quad [\text{LM}]$$

$$(2) \quad y = v_s - \delta (i - E\Delta p_{+1}) + \gamma y + v_{is} \quad [\text{IS}]$$

$$(3) \quad \Delta p = \Delta p_{-1} + \phi (y - v_s) \quad [\text{Phillips curve}]$$

$$(4) \quad \Delta m = v_{ms} \quad [\text{Money supply process}]$$

dove le variabili sono espresse in logaritmo e la notazione è *stan-*

dard con m lo *stock* (nominale) di moneta, y l'*output* reale, p il livello dei prezzi ed i è il tasso di interesse nominale. v_s , v_{ms} , v_{md} e v_{is} sono variabili casuali che descrivono gli *shock* all'offerta, all'offerta di moneta, alla domanda di moneta e alla spesa (IS).² Δ ed E sono gli usuali operatori differenza e valore atteso.³

La risposta dinamica delle diverse variabili agli *shock* dipende dalle proprietà di questi *shock* e dai meccanismi di trasmissione. Alcune previsioni qualitative circa le risposte del sistema agli *shock* sono le seguenti: gli *shock* che colpiscono la domanda aggregata (v_{md} , v_{is} e v_{ms}) hanno effetti di breve periodo sul reddito e sulle variabili reali come risultato della rigidità dei prezzi; gli *shock* monetari sono trasmessi al settore reale tramite cambiamenti al tasso di interesse; infine, il reddito e i prezzi si muovono nella stessa direzione in risposta ad uno *shock* alla domanda aggregata, ma in direzione opposta in risposta ad uno *shock* all'offerta aggregata.

Per completare il modello è necessario formalizzare una funzione di reazione delle autorità monetarie (*feedback rule*); ovvero una funzione di comportamento che consenta di rappresentare come la banca centrale modifichi i propri strumenti in risposta alle variazioni delle variabili obiettivo intorno ai valori prefissati. Sia s un generico strumento di politica monetaria, allora tale funzione può essere scritta come

$$s_t = f[.] + v_{mps}$$

dove $f[.]$ è una funzione delle variabili obiettivo e v_{mps} è una variabile casuale che misura variazioni degli strumenti, dovute a "*shock* esogeni", che non sono imputabili al perseguimento degli obiettivi presenti in $f[.]$. Da un punto di vista economico, v_{mps} coglie fenomeni diversi, come può essere il perseguimento di obiettivi differenti da quelli rappresentati in $f[.]$, che, nel caso della

² Lo stato stazionario di questo modello è caratterizzato da $y = v_s$, così che v_s può essere interpretato come un processo che descrive il reddito "naturale".

³ Da un punto di vista empirico, GALI J. (1992) ha dimostrato come un modello simile può fornire una caratterizzazione del ciclo economico del dopoguerra negli Stati Uniti, mentre GERLACH S. - SMETS F. (1995) hanno adottato questo schema per identificare *shock* reali e monetari nei paesi del G-7.

Banca Centrale Europea, è l'inflazione. Un'altra possibilità, Ball (1995), è che rappresenti *shock* alle aspettative degli operatori privati riguardo la politica della banca centrale che possono auto-realizzarsi e, quindi, condurre a variazioni esogene della politica monetaria. Un'ulteriore possibilità, suggerita da Bernanke e Mihov (1998), riguarda possibili errori di misurazione nei dati preliminari disponibili alla banca centrale al momento della decisione degli interventi di politica monetaria.

Il nostro obiettivo sarà di cercare di quantificare e di descrivere la dinamica degli effetti dello *shock* monetario v_{mps} sulle variabili macroeconomiche.

3. - Un'analisi econometrica sul periodo 1980-2002

3.1 La metodologia econometrica

In questo lavoro per analizzare gli effetti della politica monetaria useremo un modello VAR strutturale. I modelli VAR sono stati utilizzati per primo da Sims (1980) e successivamente sviluppati, tra gli altri, da Bernanke (1986), Blanchard e Quah (1989) e Leeper, Sims e Zha (1996).

Supponiamo di avere un *set* di n variabili economiche rappresentate da un vettore y_t di processi stocastici, tutti stazionari in covarianza, che possiedono una rappresentazione autoregressiva di ordine finito (p).

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

o in maniera più compatta:

$$Y = \Pi X + \varepsilon_t \quad \text{con } \Pi = [A_1, A_2, \dots, A_p] \quad \text{e con } X = [y_{t-1}', y_{t-2}', \dots, y_{t-p}']'$$

dove p è un intero positivo e dove le ε_t sono indipendenti con distribuzione normale multivariata di media zero, ovvero:

$$\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma) \quad \det(\Sigma) \neq 0 \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = [0] \quad \forall s \neq t$$

Se non ci sono vincoli su Π la stima dei minimi quadrati ordinari (OLS) dei parametri coincide asintoticamente con la stima di massima verosimiglianza e può essere effettuata tramite la formula $\hat{H} = (X'X)^{-1}X'Y$.⁴ Quindi, attraverso i residui stimati $\hat{\varepsilon}$, si può ottenere la stima di Σ come:

$$\hat{\Sigma} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t'$$

Supponiamo di conoscere gli A_p , gli ε_t e Σ , resta comunque impossibile calcolare la risposta nel tempo delle variabili presenti in y agli *shock* fondamentali dell'economia. Infatti, i disturbi ε_t rappresentano l'errore che si commette effettuando la previsione all'istante successivo. In generale ogni elemento di ε_t è il risultato dell'interazione di tutti gli *shock* fondamentali presenti nell'economia, cosa che si può intuire dalla struttura della matrice di varianze-covarianze Σ , che, non essendo diagonale, prevede una interazione contemporanea tra i diversi errori. Per far sì che ogni errore possa essere interpretato come *shock* fondamentale, è necessario eliminare ogni tipo di componente sistematica, prima fra tutte la correlazione tra di essi; pertanto, è necessario operare affinché la matrice di varianze e covarianze abbia una struttura diagonale, cioè sia $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D$, dove $D = \text{diag}$.

Se supponiamo che i residui del modello siano una combinazione lineare degli *shock* fondamentali, ovvero $\varepsilon_t = C e_t$, con $E(e_t) = 0$ e $E(e_t e_t') = I$, allora il modello potrà essere scritto nella sua rappresentazione a media mobile come:

$$y_t = A(L)^{-1} C e_t \quad e_t \sim VWN(0, I_n)$$

Quindi, il problema del calcolo della risposta nel tempo delle variabili agli *shock*, si risolve nella stima dei parametri della matrice C . L'equazione, $\varepsilon_t = C e_t$, implica le seguenti relazioni tra

⁴ ZELLNER A. (1962) ha dimostrato che le stime OLS di un tale sistema sono consistenti ed efficienti se ogni equazione ha precisamente lo stesso *set* di variabili esplicative.

la matrice di varianze e covarianze della forma ridotta e gli *shock* strutturali:

$$\Sigma = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = E(C e_t e_t' C) = C C'$$

In assenza di vincoli, il sistema $\Sigma = C C'$ sarà in generale indeterminato essendo composto da n^2 incognite, gli elementi della matrice C , e da $n(n+1)/2$ equazioni, poiché Σ è una matrice simmetrica $n \times n$. Per ottenere l'identificazione del modello ed avere quindi un'unica soluzione, è necessario imporre e giustificare $n(n-1)/2$ vincoli.

In letteratura una delle ipotesi maggiormente utilizzata per ottenere l'identificazione è quella *ricorsiva* proposta da Sims (1980). La proposta originale consisteva nell'arrivare alla ortogonalità degli errori tramite lo schema triangolare dato dal fattore di Choleski della matrice Σ .

Riprendendo la rappresentazione a *media mobile* si ha che:

$$y_t = \Theta(L) C e_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i C e_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i e_{t-i}$$

con:

$$\Phi_i = \Theta_i C \quad \text{e} \quad \Phi_0 = C \quad \text{fattore di Choleski } \Sigma$$

Così, poiché $\Phi_0 = C$ è una matrice triangolare inferiore, gli shock e_t hanno effetti simultanei sugli elementi di y_t in base allo schema triangolare dato dal fattore di Choleski.

3.2 I dati

Il problema di un'analisi econometrica dell'area euro si presenta principalmente nella disponibilità dei dati. Infatti, dati ufficiali per l'area complessivamente considerata esistono solo a partire dal 1999 mentre, per il periodo pre-1999, si hanno a disposizione solo le serie nazionali. Per effettuare un'analisi è quindi necessario prima aggregare i dati nazionali in modo da costruire le

serie per l'area euro, e successivamente unire le serie ottenute ai dati Eurostat. È giusto dire che non esiste un incontestabile metodo di aggregazione per i dati pre-1999. Inoltre, si deve capire quale sia la metodologia più appropriata per raccordare queste osservazioni con quelle più recenti fornite dall'Eurostat.

La letteratura esistente ha proposto più metodi di aggregazione. Così, in Monticelli e Strauss-Kahn (1992) i dati sono trasformati in una singola moneta usando il tasso di cambio bilaterale con l'ECU e successivamente aggregati, mentre in Fase e Winder (1999) sono trasformati utilizzando i tassi di cambio fissi. Fagan e Henry (1999), invece, propongono di calcolare i dati aggregati direttamente come medie geometriche ponderate dei dati nazionali, senza convertirli in una singola moneta. Così, per ogni variabile x (espressa in logaritmo), i dati aggregati saranno ottenuti come $X_z = \sum_z w_z X_z$ ⁵ seguendo uno schema di pesi w fisso basato sul PIL alla parità dei poteri di acquisto (PPA).

L'utilizzo dei tassi di cambio correnti consente un'ovvia interpretazione economica in quanto, essendo variabili di mercato, convertono reddito e attività in effettivo potere di spesa in termini nominali tra i diversi confini. Il problema è che l'utilizzo di tassi correnti provoca una "distorsione" nella dinamica della serie: il tasso di crescita, la deviazione standard e tutti i momenti in generale sono influenzati dai movimenti nel tasso di cambio introducendo un gran numero di *shock* spuri nella serie.

L'utilizzo di tassi fissi evita di distorcere la serie ma equivale a procedere "come se" i tassi di cambio tra le monete europee non variassero, ipotesi chiaramente contrastante con l'esperienza. È anche vero che analizzare delle relazioni strutturali tra le variabili macroeconomiche per dati tassi di cambio equivale ad assumere che quest'ultimo non sia una variabile rilevante, cosa che è effettivamente vera per il periodo post-1999, ma assolutamente falsa per i periodi pre-1999.

Questi problemi sono evitati dal metodo proposto da Fagan e Henry che, per questo motivo, è il più utilizzato in alcuni recenti lavori econometrici: Monticelli e Tristani (1999) utilizzano un

⁵ Per il tasso di interesse $x = \log(1+i)$.

sistema di pesi dati dalla grandezza relativa dell'*output* nel 1993 (ai tassi di cambio PPA); mentre Coenen e Vega (2001), Coenen e Wieland (2000), Gerlach e Svensson (2003) e Peersman e Smets (2003) utilizzano dati presi dal "Area-wide model" (AWM) database di Fagan, Henry e Mestre (2001) nel quale i pesi usati nell'aggregazione delle singole serie sono i redditi costanti al prezzo di mercato (PPA) del 1995.

Seguendo la maggior parte della letteratura, la nostra scelta è quella di utilizzare quest'ultimo metodo e quindi di prendere i dati dall'AWM database.⁶

Resta il problema del raccordo di questa parte della serie con i dati ottenuti dall'Eurostat.

Il criterio in base al quale legare le serie ci viene suggerito direttamente da Fagan, Henry e Mestre e consiste nel fare un operazione di *backdate* delle serie "Eurostat" usando i tassi di crescita delle serie presenti nell'AWM database.

Per concludere, bisogna considerare che l'UME originariamente era formata da undici paesi, ma dal 1° gennaio 2001 ne è entrata a fare parte anche la Grecia. In conseguenza di ciò, le serie Eurostat sono calcolate per l'area ad undici paesi fino al dicembre del 2000, mentre dal gennaio del 2001 sono calcolate su dodici paesi; questo fatto crea numerosi problemi alle serie del PIL e di M3 provocando in corrispondenza del primo trimestre del 2001 dei valori anomali. Per evitare questi problemi, abbiamo scelto di legare i dati pre-1999 direttamente alle serie Eurostat che sono calcolate per il periodo gennaio 1999-dicembre 2000 comprendendo anche la Grecia.

3.3 Il modello

L'analisi econometrica è stata condotta tramite un modello VAR di riferimento che possiede la seguente rappresentazione:

$$Y_t = A(L) Y_t + B(L) X_t + \varepsilon_t$$

⁶ Le variabili presenti nel database hanno osservazioni trimestrali e sono già destagionalizzate.

$$A(L) = A_1L + \dots + A_pL^p$$

$$B(L) = B_0 + B_1L + \dots + B_pL^p$$

dove Y_t è un vettore di variabili endogene e X_t un vettore di variabili esogene. Il vettore di variabili esogene è costituito da un indice dei prezzi mondiali delle merci, dal PIL reale degli USA e dal tasso di interesse a breve termine USA:

$$X_t = [cp_t \quad y_t^{US} \quad i_t^{US}]$$

Queste variabili sono incluse per controllare eventuali cambiamenti nella domanda mondiale e nell'inflazione, aiutando così a risolvere il cosiddetto "*price puzzle*" (ovvero la constatazione empirica, nella letteratura sui VAR, che i prezzi crescono in seguito ad un aumento del tasso di interesse). Trattare queste variabili come esogene vuol dire escludere la possibilità di eventuali influenze delle variabili europee sulle variabili estere.

Il vettore di variabili endogene è costituito dal reddito reale, dall'indice dei prezzi al consumo, dal tasso di interesse nominale a breve termine e dal tasso di cambio reale effettivo:⁷

$$Y_t = [y_t \quad p_t \quad i_t \quad e_t]$$

Inoltre, presentiamo una specificazione alternativa del vettore di variabili endogene includendovi anche un aggregato monetario (M3) (d'ora in avanti modello 2). Questa variabile, può essere di grande aiuto nell'identificazione degli *shock* monetari sia perché storicamente ha svolto una funzione importante nella determinazione della politica monetaria di alcuni paesi che adesso partecipano all'unione, sia per il ruolo che la BCE ha dato a questa variabile:⁸

⁷ Dove il tasso di cambio reale effettivo è espresso come moneta estera per euro, ne segue che un aumento del tasso di cambio corrisponde ad un apprezzamento dell'euro.

⁸ Più precisamente, la BCE osserva lo scostamento del tasso di crescita di M3 da un valore di riferimento che, sotto normali circostanze, è ritenuto indice di "rischio di stabilità dei prezzi".

$$Y_t = [y_t \quad p_t \quad m_t \quad i_t \quad e_t]$$

Le variabili sono tutte destagionalizzate e trasformate in logaritmo, l'unica eccezione è rappresentata dal tasso di interesse. Il tasso di interesse utilizzato è quello a tre mesi rilevato sul mercato monetario. Questa scelta è fondamentalmente obbligata poiché è l'unico tasso di interesse disponibile per tutti i paesi su tutto lo spazio campionario. Ad ogni modo, non va ritenuta una scelta eccessivamente penalizzante in quanto per le varie banche centrali prima e per la BCE poi, i principali strumenti per svolgere la politica monetaria consistono nel tasso di interesse a cui è resa disponibile la liquidità e da altre misure che in maniera relativamente diretta influenzano il tasso di interesse a tre mesi.

In entrambe i casi il VAR è stimato con le variabili inserite ai livelli usando dati trimestrali dal 1980 al 2002.⁹ In questo lavoro non viene effettuata un'analisi dei comportamenti di lungo periodo dell'economia.¹⁰ Facendo l'analisi ai livelli consentiamo un'implicita relazione di cointegrazione tra i dati. Comunque, in appendice presentiamo sia i risultati di un *test* ADF che conferma come, ad eccezione del tasso di cambio, tutte le variabili siano $I(1)$, sia i risultati dei test sulla cointegrazione, *trace test* e λ -*max test*, eseguiti sulle variabili $I(1)$, che confermano l'esistenza di almeno due vettori di cointegrazione.¹¹

Sull'utilizzo di variabili non stazionarie, inserite ai livelli nel VAR, è necessario dare alcuni chiarimenti. Com'è noto una serie storica è una realizzazione di un processo stocastico e senza l'ipotesi di stazionarietà non sarebbe possibile fare inferenza. In teoria, se le variabili non sono stazionarie prima di fare inferenza si dovrebbe applicare una trasformazione che le renda tali. La presenza di un vettore di cointegrazione ci assicura però sulla pre-

⁹ La scelta del periodo di analisi dipende essenzialmente da due fattori: il primo è che il 1980 corrisponde all'incirca con la nascita dello SME; il secondo è che alcune delle serie usate sono disponibili solo a partire da quest'anno.

¹⁰ Per un'analisi esplicita di lungo periodo per l'area euro si vedano COENEN G. - VEGA J. (2001).

¹¹ Le variabili incluse nel modello per il calcolo dei test sono reddito, tasso di interesse, indice dei prezzi al consumo ed M3, tutte inserite fino al *lag* $p = 3$. Inoltre, nel modello sono state inserite una costante ed un trend lineare, mentre nell'equazione di cointegrazione è stata inserita solo una costante.

senza di una relazione (stazionaria) di lungo periodo tra le variabili. Da qui il seguente ragionamento: se le variabili hanno un qualche comportamento comune nel lungo periodo, che tipo di relazione hanno nel breve periodo? Questa è la domanda cui cerchiamo di rispondere.

Tecnicamente, Sims, Stock e Watson (1990) dimostrano che in presenza di *unit roots* le stime OLS dei parametri sono consistenti e che i coefficienti della regressione nel modello originale con le variabili inserite ai livelli hanno distribuzione asintotica normale se il modello può essere riscritto in modo tale che questi coefficienti siano associati nel modello trasformato a variabili stazionarie; inoltre, Sims, Stock e Watson (1990) dimostrano che i test asintotici più tradizionali rimangono validi anche se il VAR è stimato ai livelli.

Riguardo invece alla non considerazione dei vincoli di cointegrazione, questa scelta può essere giustificata dalle seguenti osservazioni. Primo, l'analisi è basata su vincoli di breve periodo e sulle risposte dinamiche di breve periodo del sistema; l'esclusione dei vincoli di cointegrazione implica solo che le risposte di lungo periodo di alcune variabili non sono vincolate e potrebbero quindi mostrare un andamento diverso. Comunque, l'analisi di breve periodo resta valida. Secondo, Sims, Stock e Watson (1990) dimostrano che l'inferenza asintotica *standard* non è intaccata anche quando le variabili inserite ai livelli nel VAR sono cointegrate. In fine, sebbene le stime FIML non siano efficienti se i vincoli di cointegrazione non sono inseriti, esse rimangono consistenti.

Nella stima del modello sono inclusi anche una costante e un trend lineare. Attraverso dei *test LR standard* e gli usuali criteri di selezione abbiamo scelto il numero p di *lag* da inserire nel modello, che è risultato essere $p = 3$.

Per verificare la stabilità del modello abbiamo eseguito un test di Chow ricorsivo a partire dal 1988:3 senza trovare particolare segni di instabilità al livello di confidenza del 5%.¹² Inol-

¹² Il *test* di Chow ricorsivo e verifica ricorsivamente dove l'osservazione successiva sia presumibilmente generata dallo stesso processo. Una successione nel tempo di valori non significativi del *test* indica la presenza di un cambiamento strutturale.

tre, la possibile instabilità del modello è stata verificata eseguendo un'analisi dei residui ricorsivi, del CUSUM test e del CUSUM of square test. Da queste analisi si evince una certa forma di instabilità del modello. Per quanto concerne le variabili reali sembra esserci un'evidenza per un cambio di relazione successivo alla costituzione della unione, in particolare per quanto riguarda i prezzi. Per il tasso di interesse, invece, il CUSUMSQ test mostra una certa instabilità a cavallo tra il 1992 e il 1998, in particolare nel periodo di crisi dello SME in cui Italia e Regno Unito uscirono dall'accordo. Per concludere l'analisi abbiamo eseguito un *test of predictive failure*. Il test è presentato in appendice per due differenti possibili *break point*, il primo nel 2001, ovvero in concomitanza con l'ingresso della Grecia nell'unione, e il secondo nel 1999 ovvero con l'inizio di fatto della politica monetaria comune. I risultati mostrano che l'unica variabile la cui relazione è instabile sono i prezzi per i quali è rifiutata l'ipotesi nulla di stabilità del modello su entrambe i *break point*.

Per quanto sembri esserci una certa instabilità nel modello abbiamo deciso di non tenerne conto e andare avanti con l'analisi. Questa scelta è sostanzialmente obbligata essendo molto complessa la stima di un simile modello che includa un cambio nella relazione. Come è noto, i modelli VAR sono dei modelli sovraparametrizzati; questo fatto, unito allo scarso numero di osservazioni post-1999 rende molto difficile l'inserimento di variabili *dummy*.

Per stimare i parametri della forma strutturale la scelta è quella di seguire la proposta originale di Sims (1980), ovvero di utilizzare una scomposizione di Choleski della matrice di varianze-covarianze con le variabili inserite nell'ordine presentato.¹³ Lo schema di identificazione che ne viene fuori fa riferimento alla cosiddetta *recursivness assumption*, proposta da Christiano, Eichenbaum e Evans (2000) e da Eichenbaum e Evans (1995), secondo la quale lo *shock* di politica monetaria è ortogonale alle va-

¹³ Tutte le stime, i test ed i grafici sono ottenuti tramite il software RATS ad eccezione dei test sul numero di vettori di cointegrazione che sono ottenuti con E-Views.

riabili che entrano nella *feedback rule* dell'autorità monetaria, ovvero queste variabili al tempo t non rispondono alle realizzazioni al tempo t dello *shock* monetario. Di conseguenza si assume che uno *shock* di politica monetaria, rappresentato nel nostro modello da variazioni inattese del tasso di interesse, non abbia effetti immediati sul reddito, sui prezzi e sullo *stock* di moneta; si assume inoltre che lo *shock* monetario sia in grado di avere effetti contemporanei sul tasso di cambio e che, invece, uno *shock* al tasso di cambio sia in grado di influenzare il tasso di interesse solo dopo un *lag*.¹⁴

Per quanto lo schema di identificazione scelto non abbia una perfetta corrispondenza con il modello teorico utilizzato in precedenza per descrivere il meccanismo di trasmissione della politica monetaria, alcune ipotesi del modello AS/AD sono comunque imposte dai vincoli utilizzati. Ad esempio, il modello AS/AD assume la presenza di rigidità nei prezzi nel breve periodo; questa ipotesi corrisponde al vincolo imposto allo *shock* monetario di essere in grado di influenzare i prezzi solo dopo un *lag*. Inoltre, lo scopo di questo articolo non è tanto quello di valutare se il modello AS/AD sia in grado di spiegare i dati dell'area euro, quanto quello di studiare gli effetti della politica monetaria sulle principali variabili macroeconomiche. In particolare, il fenomeno di reale interesse è la formazione dell'unione monetaria, il passaggio alla moneta unica e gli effetti provocati da questi eventi sul meccanismo di trasmissione della politica monetaria. Da ciò deriviamo che è più importante prestare attenzione alla formulazione della *feedback rule* e alle ipotesi che riguardano i prezzi ed il reddito, le principali variabili di interesse della BCE, che imporre vincoli tali da replicare perfettamente le ipotesi del modello AS/AD. Ad ogni modo, il modello AS/AD sarà utilizzato come verifica dei risultati ottenuti, nel senso che un'eventuale divergenza dei risultati dalle previsioni della teoria economica verrebbe ritenuta una prova di malfunzionamento dello schema di identificazione proposto, e del modello in generale.

¹⁴ Questa ipotesi serve a modellare l'area euro come una economia relativamente chiusa.

3.4 I risultati

I risultati dei due modelli, con e senza moneta, sono esposti nel grafico 1. Questo grafico mostra l'effetto di uno *shock* alla politica monetaria, pari ad una deviazione standard, sul PIL, sui prezzi, sul tasso di cambio e sul tasso di interesse, tutti quanti sono esposti con bande di confidenza al 90%.¹⁵

Le ultime quattro figure del grafico 1 di pagina 205 mostrano i risultati di un modello simile per gli Stati Uniti. La principale differenza nella specificazione del modello sta nell'esclusione delle variabili esogene. Seguendo molti altri lavori (es. Christiano, Eichenbaum e Evans, 2000), per evitare problemi di *price-puzzle* inseriamo tra le variabili endogene il prezzo mondiale delle merci, $Y'_{US,t} = [cp_t \ y_t^{US} \ p_t^{US} \ i_t^{US} \ e_t^{US}]$. Lo spazio campionario è identico e, anche in questo caso, l'identificazione è stata ottenuta tramite una scomposizione di Choleski della matrice di varianze e covarianze con le variabili inserite nell'ordine presentato.

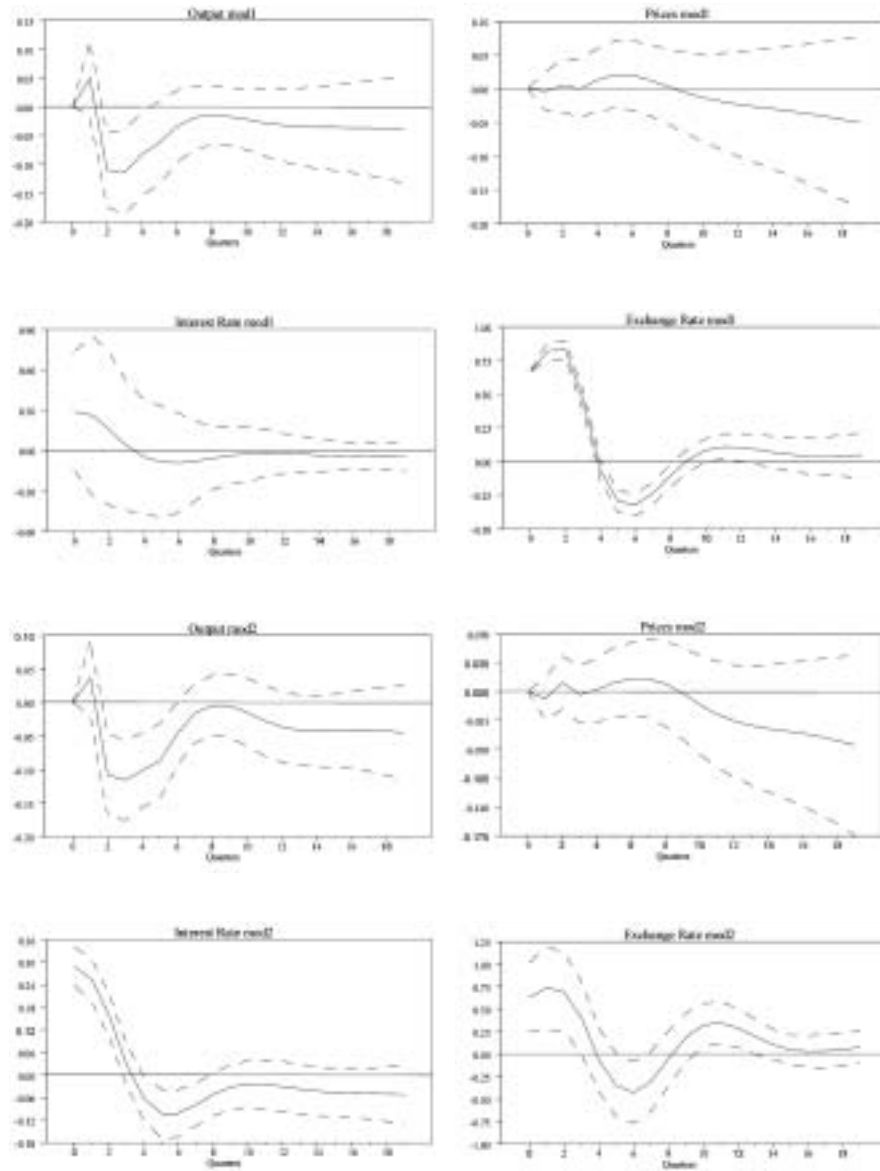
I risultati riportati nel grafico sono in linea con la teoria economica. Uno *shock* di politica monetaria provoca un aumento temporaneo del tasso di interesse di circa 30 punti base (modello 2); la risposta dei prezzi è molto lenta, infatti solo dopo un periodo di circa 8 trimestri incominciano una discesa che tende a perdurare nel tempo. Il PIL risponde dopo due trimestri con una caduta che raggiunge il suo livello massimo dopo quattro trimestri dallo *shock*. Il tasso di cambio tende ad apprezzarsi rapidamente come risultato dell'aumento del tasso di interesse, raggiungendo il massimo dopo due quarti per poi tornare rapidamente ai livelli precedenti allo *shock*.

Il confronto tra le prime quattro e le seconde quattro figure del grafico 1 di pagina 204 mostrano come le reazioni dei due modelli sono simili. L'inclusione nel modello della quantità di moneta M3 comporta delle reazioni più forti su tutte le variabili e, in particolare, la risposta dei prezzi è più rapida; per questi motivi nelle successive analisi useremo il modello con la moneta.

¹⁵ Gli intervalli di confidenza sono ottenuti con una procedura bootstrapping standard con 100 iterazioni.

GRAF. 1

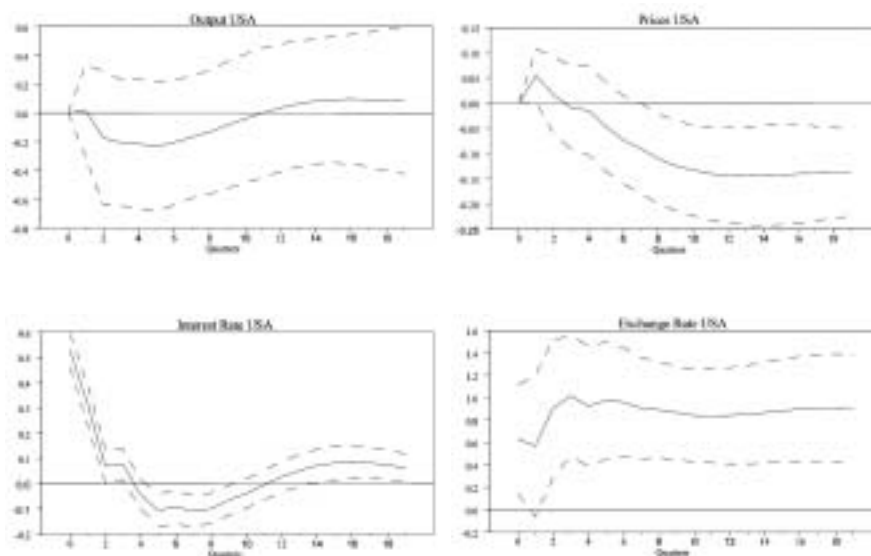
GLI EFFETTI DI UNO *SHOCK* DI POLITICA MONETARIA
NELL'AREA EURO E NEGLI STATI UNITI
(1980-2002)



segue

GRAF. 1 (segue)

GLI EFFETTI DI UNO *SHOCK* DI POLITICA MONETARIA
NELL'AREA EURO E NEGLI STATI UNITI
(1980-2002)

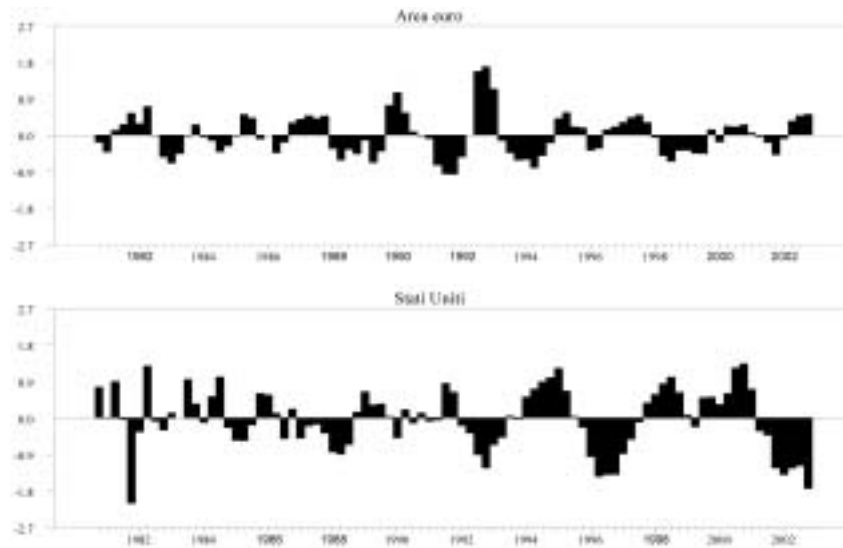


Il confronto degli effetti di uno *shock* monetario nell'Area Euro e negli Stati Uniti evidenzia la maggior flessibilità della economia statunitense, flessibilità che è sottolineata dai maggiori e più rapidi effetti stimati in particolare sui prezzi. Infatti negli USA uno *shock* di politica monetaria corrisponde ad un aumento del tasso di interesse pari a 52 punti base; i prezzi reagiscono molto rapidamente dopo soli tre trimestri mentre il PIL risponde dopo due trimestri con una caduta che raggiunge il suo livello massimo dopo sei trimestri dallo *shock*.

Nel grafico 2 sono esposti i contributi storici al tasso di interesse degli *shock* alla politica monetaria, mentre in tavola 1 sono esposti i contributi dello *shock* monetario alla varianza dell'errore di previsione del reddito, dei prezzi, del tasso di interes-

GRAF. 2

CONTRIBUTI DEGLI *SHOCK* DI POLITICA MONETARIA
AL TASSO DI INTERESSE



se e del tasso di cambio a diversi orizzonti di tempo.¹⁶ Come si può notare dal grafico 2 i periodi di politica monetaria espansiva possono collocarsi durante il 1991, all'inizio del 1994 e dopo il

¹⁶ La decomposizione storica è basata sulla seguente partizione della rappresentazione a media mobile:

$$y_{T+j} = \sum_{s=0}^{j-1} \Psi_s e_{T+j-s} + \left[X_{t+j} \beta + \sum_{s=j}^{\infty} \Psi_s e_{T+j-s} \right]$$

La prima somma rappresenta la parte di y_{T+j} dovuta alle innovazioni nel periodo da $T+1$ a $T+j$. La seconda è la previsione di y_{T+j} basata sulla informazione disponibile al tempo T . Se e ha N componenti, la scomposizione storica di y_{T+j} ha $N+1$ termini:

- la previsione di y_{T+j} basata sulla informazione al tempo T , il termine in parentesi.

- per ognuna delle N componenti di e , la parte del primo termine che è dovuta al comportamento di questa componente.

1998. Viceversa, i periodi di più intenso utilizzo della politica monetaria in senso restrittivo sono all'inizio del 1990 (probabilmente associati con l'unificazione della Germania) e durante la crisi dello SME tra la fine del 1992 e l'inizio del 1993. I periodi in cui si verificano questi episodi differiscono molto da ciò che è avvenuto negli Stati Uniti. Infatti, il coefficiente di correlazione tra lo *shock* monetario nell'Area Euro e negli USA è molto prossimo allo zero (-0.026).

La tavola 1 mostra come i contributi dello shock monetario al reddito e al tasso di interesse sono piuttosto limitati. Poiché lo *shock* cattura le deviazioni del tasso di interesse dalla politica monetaria "normale" durante il periodo, questo risultato era atteso e, in effetti, si pone in linea con la letteratura sui modelli VAR. D'altronde se si fossero ottenuti dei risultati differenti, questi potevano essere intesi come indicatori di qualche problema.

Tav. 1

CONTRIBUTO DI UNO *SHOCK* DI POLITICA MONETARIA ALLA
FORECAST ERROR VARIANCE DECOMPOSITION
(valori espressi in percentuale)

	Tempo				
	1 anno	2 anni	3 anni	5 anni	10 anni
	Area Euro				
reddito	11,7	15,4	12	8,6	4,5
prezzi	0,2	0,1	0,9	2,4	2,5
tasso di interesse	58,5	43,6	36	24	9,6
tasso di cambio	12	11,5	12,6	12,5	9
	United States				
reddito	5,2	9,3	9	9,7	10,5
prezzi	0,7	2,6	8,1	15,4	21,8
tasso di interesse	58,7	33,2	30,8	29,6	29,4
tasso di cambio	8,5	13,1	15,3	18,6	21,8

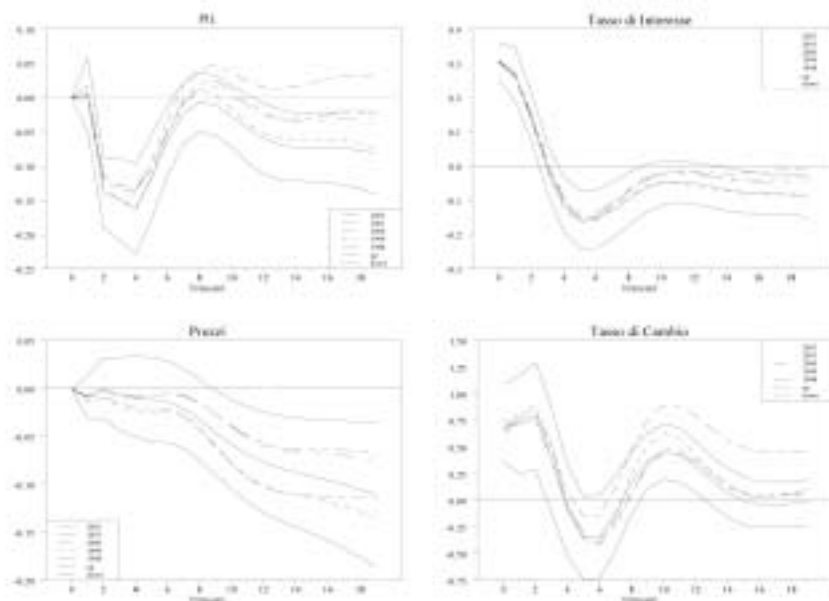
3.5. Alcuni commenti

Una volta esposti i risultati sembra opportuno capire come si collocano rispetto alla letteratura esistente. A tal fine nel grafico 3 mostriamo le *impulse response function* ottenute stimando il modello su orizzonti differenti, ovvero scegliendo come ultima data l'ultimo trimestre del 1998, del 1999, del 2000 e del 2001. Il cosiddetto modello 1998 non è altro che la riproduzione dei risultati presenti in Peersman e Smets (2003).

Come si può notare le *impulse responses function* sono abbastanza stabili, infatti quasi tutte rientrano all'interno degli intervalli di confidenza stimati per il modello 1998. Per quanto riguarda la reazione dei prezzi stimata, essa si colloca su valori de-

GRAF. 3

GLI EFFETTI DI UNO SHOCK ALLA POLITICA MONETARIA CONFRONTO TRA I MODELLI 1998-1999-2000-2001-2002*



* Le linee intere sono i risultati ottenuti al 1998 e i rispettivi intervalli di confidenza.

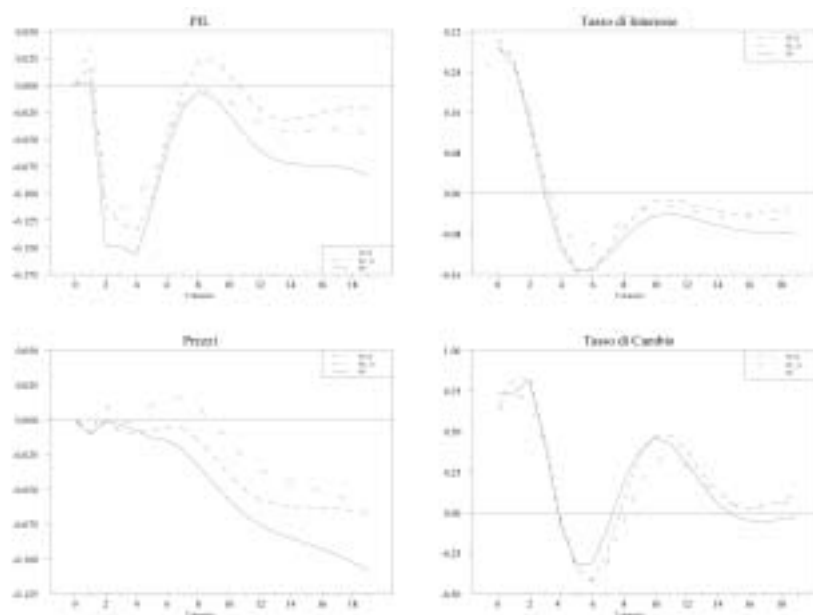
cisamente più attendibili se confrontata con le stime ottenute ignorando l'ingresso della Grecia nell'area (modello EU11) (graf. 4). Bisogna però notare come la risposta dei prezzi stimata è diversa dalle attese se confrontata con quella ottenuta da Peersman e Smets, anche se questa differenza è poco significativa.

Perché allungando il periodo di stima abbiamo ottenuto risultati differenti da quelle di Peersman e Smets?

Da un punto di vista economico, dall'osservazione del grafico si ricava che uno *shock* monetario restrittivo ha un "minor costo" in termini di caduta del reddito, ma anche un minor impatto sui prezzi suggerendo una maggior rigidità di quest'ultimi. Sembra però molto difficile difendere un'interpretazione simile anche perché ciò che ci si attendeva di trovare era il con-

GRAF. 4

GLI EFFETTI DI UNO SHOCK ALLA POLITICA MONETARIA
CONFRONTO TRA MODELLO EU12, EU11 E PEERSMAN&SMETS



trario, ovvero una maggiore flessibilità nei prezzi dovuta all'aumentata concorrenza tra le industrie nell'unione. Per quanto è vero che la libera circolazione di merci, lavoratori, capitali e servizi è consentita già dal 1° gennaio 1993, la nascita della moneta unica ha abbattuto i costi di transazione dovuti alla presenza di differenti monete ed eliminato i cosiddetti rischi di cambio. Inoltre, un mercato molto importante come quello bancario è pienamente integrato sin dal giorno uno; infatti, con la nascita del TARGET¹⁷ la possibilità di fare arbitraggi sui tassi d'interesse all'interno dell'unione è sparita.¹⁸ Questi fattori devono per forza aver incoraggiato una maggiore integrazione tra i mercati e di conseguenza aumentato la concorrenza all'interno dell'unione. Ci sono quindi molte ragioni per scartare quest'ipotesi interpretativa.

Bisogna altresì notare che i *test* di stabilità suggeriscono la presenza di un cambiamento nella relazione tra le variabili (*break strutturale*) intorno agli inizi del 1999, ovvero in concomitanza con la nascita della unione monetaria. Quindi si potrebbe concludere che la differenza tra i nostri risultati e quelli ottenuti da Peersman e Smets, per quanto non significativa, sia dovuta ad un cambiamento nella relazione tra le variabili. Per verificare questa ipotesi basterebbe stimare il modello consentendo un cambiamento nella relazione e vedere se così si ottengono significativi miglioramenti. Purtroppo, a causa della scarsità di osservazioni nel periodo post-1999, ciò non si può fare.¹⁹ Si deve inoltre notare che i risultati dei modelli 1999 e 2000 sono nella direzione attesa e che i problemi incominciano con l'inserimento del 2001. Quindi non si comprende bene se il cambio nella relazione sia intercorso agli inizi del 1999 o agli inizi del 2001.

¹⁷ Trans-European Automated Real-Time Gross settlement Express Transfer.

¹⁸ ANGELONI I. - EHRMANN M. (2003), partendo da quest'osservazione, fanno notare che le variabili chiave per le decisioni delle banche, i prezzi sui prodotti che offrono, hanno incominciato a cambiare comportamento esattamente nel momento e nel modo che era lecito aspettarsi. Per quanto il motivo di questo cambiamento non sia perfettamente chiaro, una delle ipotesi che fanno sta nella pressione della concorrenza indotta dall'unione.

¹⁹ Tecnicamente la stima è anche possibile, ma avendo pochi gradi di libertà non è possibile calcolare gli errori *standard* e quindi eseguire i *test*. Inoltre le stime ottenute avrebbero una scarsissima affidabilità.

A questo punto, la domanda cui sarebbe interessante rispondere è la seguente: cosa ha generato l'instabilità del modello?

Un'ipotesi è di ritenere di essersi imbattuti nella critica di Lucas (1976), e quindi imputare il cambio nella relazione tra le variabili al mutamento del regime di politica monetaria che si è accompagnato alla costituzione dell'UME. A riguardo, Angeloni e Ehrmann (2003) rigettano però questa ipotesi sostenendo che l'UME è un *processo* e non un episodio (*time event*); ne segue che la transizione alla nuova moneta ed alla nuova politica monetaria è stato un qualcosa cui gli operatori economici si sono potuti preparare per un certo numero di anni.

Oppure, si può ritenere che il passaggio da un regime di cambi non completamente fisso ad uno completamente fisso abbia in qualche modo influenzato la stima dell'effetto di *shock* alla politica monetaria sui prezzi. Ad esempio, in Italia si ricorreva spesso a svalutazioni della lira i cui iniziali effetti positivi sulle esportazioni erano lentamente assorbiti dagli aumenti dei prezzi. Se l'Italia fa una svalutazione, sulle variabili aggregate si osserva un aumento dei prezzi e una variazione del tasso di cambio reale effettivo. Il problema è che il tipo di variazioni che si osserva sui prezzi e sul tasso di cambio saranno generalmente differenti.

Quindi se all'interno del modello le variazioni al tasso di cambio non sono capaci di spiegare interamente le variazioni nei prezzi, è possibile che si stia sovrastimando l'effetto sui prezzi di variazioni del tasso di interesse, ovvero gli effetti di *shock* alla politica monetaria. Dalla nascita dell'unione queste svalutazioni logicamente non sono più possibili. Quindi, è come se si fosse perso una fonte di variabilità dei prezzi che comportava una sovrastima dell'effetto di *shock* alla politica monetaria; da qui si può concludere che non è tanto che i prezzi sono diventati meno flessibili, quanto che questa flessibilità era precedentemente sovrastimata.

Inoltre, si deve considerare che il periodo che va all'incirca dal 1996 ad oggi, è stato caratterizzato da inflazione moderata, bassi tassi di interesse e relativa stabilità, contrapponendosi nettamente con il periodo precedente di alta inflazione ed alti tassi di interesse. Al contrario, in tutto il periodo di analisi il comportamento del reddito (tasso di crescita) è rimasto sostanzialmente invariato;

quindi è probabile che ciò che si è modificato non sia tanto la flessibilità dei prezzi, quindi la relazione prezzi – tasso di interesse, quanto la relazione reddito – prezzi/tasso di interesse.

Una tale variazione si manifesta in una variazione dei parametri del modello che, in ultima analisi, si riflette in un comportamento differente delle *impulse response function* (che a loro volta sono funzione dei parametri).

Per concludere bisogna dire che uno dei problemi da cui è più colpita questa analisi fa capo alla non omogeneità dei dati. Un primo evidente fattore risiede nel fatto che le osservazioni fino al 1998 sono stimate su undici paesi, mentre dal 1999 i paesi considerati sono dodici.

Un secondo problema fa invece riferimento alla metodologia di compilazione dei dati. Le serie pre-1999 sono prese dall'AWM database nel quale i dati aggregati europei sono costruiti come medie ponderate dei dati nazionali con pesi fissi dati dai redditi costanti al prezzo di mercato (PPA) nel 1995. I dati post-1999 sono invece presi dall'Eurostat. La compilazione dei dati Eurostat è però sostanzialmente differente:

1. Il PIL è espresso in euro e calcolato come somma dei dati nazionali. Per il periodo 1999:Q1 - 2000:Q4 il PIL della Grecia è stato convertito in euro usando il tasso di cambio medio dracma/ECU dell'anno 1995.

2. Il tasso di cambio reale effettivo è calcolato come media geometrica dei tassi di cambio bilaterali con l'euro, mentre nell'AWM database è calcolato come media ponderata dei tassi di cambio reali effettivi nazionali²⁰. Per il periodo 1999:Q1 - 2000:Q4 il tasso di cambio è calcolato includendo la Grecia nell'area utilizzando il tasso di cambio bilaterale con l'euro.

3. Per i prezzi l'Eurostat fornisce come indice dei prezzi al consumo una media ponderata degli IAPC²¹ nazionali con pesi variabili,²² mentre nell'AWM database sono calcolati come media

²⁰ I quali a loro volta sono delle medie geometriche dei vari tassi di cambio bilaterali con la moneta nazionale.

²¹ Indice Armonizzato dei Prezzi al Consumo.

²² Il peso di ogni paese è determinato in base alla spesa privata interna per consumi nell'area euro.

ponderata dei vari *Indice dei Prezzi al Consumo* (IPC) nazionali con pesi fissi.²³ Inoltre l'Eurostat calcola l'indice dei prezzi come un chain index, ovvero tramite la formula:

$$I_{Eur12}(Jan99) = \left(\sum_{c \in Country} \frac{I_c(Jan99)}{I_c(Dec98)} \cdot w_c(1999) \right) \cdot I_{Eur12}(Dec98)$$

dove $I_{Eur12}(Jan99)$ è l'indice dei prezzi per l'Europa a 12 paesi nel gennaio 1999, $I_c(Jan99)$ è l'indice nel singolo paese e $w_c(1999)$ è il peso ad esso attribuito, mentre nell'AWM database l'indice è calcolato come:

$$I_{Eur11}(Jan98) = \sum_{c \in Country} I_c(Jan98) \cdot w_c^{24}$$

Per concludere si deve notare che nell'AWM database l'indice è una media di undici paesi mentre dell'Eurostat abbiamo utilizzato l'indice a dodici paesi.

4. Il tasso di interesse e la quantità di moneta sono direttamente rilevati sul mercato comune senza fare nessun tipo di media.²⁵ Nel periodo tra gennaio 1999 e dicembre 2000 il tasso di interesse è una media pesata del tasso EURIBOR e del tasso ATHIBOR, dove i pesi sono il PIL. Nello stesso periodo nelle varie voci componenti M3 sono stati inseriti i valori della Grecia precedentemente convertiti in euro.

Forniti questi chiarimenti sui dati, si capisce subito che si può sempre imputare il cambio della relazione tra le variabili alle di-

²³ Si deve tenere a mente che il paniere di beni che costituisce l'IAPC è differente da quello utilizzato per calcolare l'IPC. I dati dell'AWM database sono calcolati con riferimento agli IPC perché la serie dell'IAPC esistono solo dal 1995.

²⁴ Eurostat utilizza un *chain index* perché i pesi (sia dei paesi che dei beni) possono cambiare ogni anno. Una semplice media ponderata produrrebbe un indice discontinuo, mentre un *chain index* prende in considerazione i cambi nei pesi.

²⁵ Come già fatto notare nel precedente paragrafo, dalla nascita della moneta unica, poiché il mercato è perfettamente integrato, i tassi di interesse sono direttamente determinati. Lo stesso vale per l'aggregato M3 le cui componenti (circolante e depositi a vista (M1), depositi con scadenza fino a due anni e quelli rimborsabili con tre mesi di preavviso (M2), pronti contro termine, quote di fondi comuni monetari, titoli di mercato monetario e titoli obbligazionari con scadenza fino a due anni) sono direttamente rilevate per l'area complessivamente considerata.

verse metodologie con cui sono costruiti i dati nei due periodi. Ma, ad oggi, questo è probabilmente il miglior modo di operare. Se si vuole continuare ad operare con questa metodologia non si può fare altro che attendere il passare del tempo e la disponibilità di più osservazioni e quindi poter stimare un cambio di regime nel modello.

Altrimenti è possibile abbandonare questa metodologia che prevede l'unione di due database differenti. Ci si pongono due alternative davanti: la prima consiste nell'aspettare che l'Eurostat e la BCE ricostruiscano le serie attraverso una metodologia che sia "più compatibile" con le osservazioni post-1999. La seconda consiste nel modificare una delle due metodologie di costruzione dei dati, così da ottenere osservazioni più omogenee.

Questa seconda via è l'unica percorribile nell'immediato. A tal proposito è necessario fare una distinzione tra variabili facenti parte del settore reale (reddito e prezzi) e variabili del settore monetario (tasso di interesse, tasso di cambio e *stock* di moneta).

Per quanto riguarda il settore reale è possibile modificare entrambe le metodologie. Ad esempio, si potrebbero sostituire i dati "Eurostat" aggregando i dati nazionali con lo schema di pesi precedentemente utilizzato, o, alternativamente, si potrebbero aggregare i dati pre-1999 abbandonando la metodologia proposta da Fagan e Henry (1999) in favore di un'aggregazione eseguita su dati calcolati in una singola moneta usando tassi di cambio fissi o variabili.

Per le variabili monetarie, invece, l'unica metodologia che si può modificare riguarda i dati pre-1999; infatti, da quando è nata la moneta unica queste variabili sono direttamente rilevate sul mercato comune senza subire nessun processo di aggregazione e, d'altronde, l'osservazione su base nazionale di tali variabili non avrebbe senso. Il problema è che queste modifiche sono meno intuitive di quelle proposte per il settore reale. Per esempio il tasso di interesse deve essere necessariamente calcolato come una media di quelli nazionali in quanto non è una quantità che dipende dal tasso di cambio; quindi il problema diventa solo quello di scegliere il sistema di pesi più opportuno, il che vuol dire capire in base a cosa costruire i pesi, capire se è meglio utilizzare un si-

stema fisso o variabile, etc. Per lo *stock* di moneta non è obbligatorio scegliere un'aggregazione come media ponderata; per esempio si possono costruire i dati aggregati come somma degli *stock* nazionali precedentemente convertiti in ECU (con tassi fissi o variabili). Per il tasso di cambio reale effettivo si deve invece capire se è meglio costruire una media dei tassi nazionali o cercare di costruire una misura direttamente per l'ECU.

Per finire, non è da escludere che le modifiche da attuare nella costruzione dei dati siano diverse da variabile a variabile il che implicherebbe dover lavorare con serie storiche costruite con regole diverse; si deve per ciò capire se e quali problemi comporti effettuare l'analisi con variabili aggregate con differenti metodologie.

Come si può dedurre dal numero delle proposte fatte e dalla loro diversità, la modifica di una metodologia di rilevazione richiederebbe conoscenze e ragionamenti specifici che, tuttavia, esulano dagli obiettivi di questo lavoro.

4. - Conclusioni

Questo articolo, tramite la stima di un modello VAR strutturale su dati aggregati trimestrali dal 1980 al 2002, studia gli effetti di variazioni inattese alla politica monetaria sulle principali variabili macroeconomiche nell'area euro complessivamente considerata.

I risultati ottenuti sono in linea con la teoria economica: uno *shock* di politica monetaria provoca un aumento temporaneo del tasso di interesse nominale che tende ad essere seguito da un apprezzamento reale del tasso di cambio e da una caduta temporanea dell'*output* tra il secondo ed il sesto trimestre dopo lo *shock*. I prezzi sono più vischiosi e iniziano a cadere in maniera significativa solo numerosi trimestri dopo il reddito. Anche se questa risposta è qualitativamente simile a quella stimata per gli Stati Uniti, l'intensità è nettamente minore dando supporto alla visione dell'economia europea come un'economia caratterizzata da una flessibilità di prezzo più contenuta rispetto a quella statunitense.

Inoltre, abbiamo confrontato i nostri risultati con quelli di altri autori, segnatamente Peersman e Smets (2003). Il nostro modello è del tutto simile a quello stimato da Peersman e Smets (2003), ne differisce esclusivamente per quanto riguarda il periodo di analisi. Infatti, Peersman e Smets (2003) analizzano dati fino al 1998, ovvero prima della effettiva formazione dell'unione, mentre noi abbiamo esteso il campione fino al 2002. L'obiettivo di questo confronto era di capire come sarebbero cambiate le stime del meccanismo di trasmissione della politica monetaria una volta che dati "reali" dell'area euro, e non aggregati, siano inclusi nella analisi. La domanda cui volevamo rispondere era la seguente: le eventuali differenze nelle stime sono causate da fattori tecnici o dagli effetti del passaggio ad una politica monetaria comune e dalla conseguente adozione dell'euro?

I risultati di questo confronto sono risultati essere diversi da ciò che ci attendevamo; infatti, ad uno *shock* monetario *restrittivo* segue una minore caduta del reddito che si associa ad un minore impatto sui prezzi suggerendo una maggiore rigidità di quest'ultimi. Risulta però difficile interpretare questi risultati. Infatti, la nascita della moneta unica ha abbattuto i costi di transazione dovuti alla presenza di differenti monete ed eliminato i cosiddetti rischi di cambio, questi fattori hanno certamente spinto verso una maggiore concorrenza tra le industrie nell'unione, e di conseguenza aumentato la flessibilità dei prezzi.

Si deve però considerare che questa analisi è, purtroppo, affetta da numerosi problemi di carattere tecnico, primo fra tutti i dati utilizzati. Infatti, le serie utilizzate sono state costruite aggregando i dati nazionali per il periodo 1980-1998, e, per il periodo successivo, utilizzando i dati Eurostat. Come è facile immaginare, esiste una notevole discrepanza tra i due dataset, ma ad oggi questo è probabilmente il modo migliore di operare.

Inoltre, i *test* effettuati sulla stabilità del modello hanno suggerito la presenza di un cambiamento nella relazione tra le variabili (*break strutturale*) o intorno agli inizi del 1999, in concomitanza con la nascita dell'unione monetaria, o agli inizi del 2001, in corrispondenza dell'ingresso della Grecia nell'unione. Per superare questo problema sarebbe bastato stimare il modello con-

sentendo un cambiamento nella relazione, ma a causa della scarsità di osservazioni nel periodo post-1999, ciò non c'è stato possibile.

In conclusione, riteniamo che le differenze riscontrate tra i nostri risultati e quelli ottenuti da Peersman e Smets (2003), siano da attribuire più a questioni tecniche che a variazioni nel processo di trasmissione della politica monetaria. Dobbiamo quindi concludere che per poter valutare quantitativamente gli effetti del passaggio alla politica monetaria comune e dell'introduzione della moneta unica sia necessario attendere la disponibilità di maggiori dati.

APPENDICE 1

variabile	fonte	codice	descrizione	periodo
PIL EU y	AWM Database Eurostat - New Cronos Database	na-b1gm-kp95-sa- mio_eur	Euro-zone ¹ GDP real Euro-zone 12 GDP 1995 PRICES	1980-1998 1999-2002
Prezzi EU p	AWM Database ECB	hicp ICP.M.U2.S.000000. 3.INX	Euro-zone HICP Euro-zone 12 HICP - Overall index	1980-1998 1999-2002
M3 EU m	AWM Database ECB	m3SA BSI.M.U2.Y.V.M30. X.1.U2.2300.Z01.E	Euro-zone M3 Euro-zone 12 Monetary aggregate M3	1980-1998 1999-2002
Tasso di interesse EU i	AWM Database ECB	Stn RT.MM.EU12.3M.L AST months Last	Euro-zone short-term interest rate Euro-zone 12 Reuters. Money market.Euro. Euribor 360.3.	1980-1998 1999-2002
Tasso di cambio EU e	AWM Database ECB	eer exchange rate EXR.M.Z10.EUR.E RCO	Euro-zone real effective Euro-zone 12 real effective exchange rate CPI deflated,	1980-1998 1999-2002
Prezzo mondiale delle merci cp	IFTS Database	00176AXDZF...	World export commodity price index	1980-2002
PIL USA _y ^{US}	IFS Database	11199B.RZF	US GDP 1996 prices	1980-2002
Prezzi USA _p ^{US}	IFS Database	11164...ZF...	US Consumer prices index	1980-2002
Tasso di interesse USA _i ^{US}	IFS Database	11160B...ZF...	US Federal Funds Rate	1980-2002
Tasso di cambio USA _e ^{US}	IFS Database	111...REUZF...	US Real Effective Exchange Rate based on RNULC	1980-2002

* EUROZONE = 11 paesi
EUROZONE12 = 12 paesi

APPENDICE 2AUGMENTED DICKEY-FULLER *T-TEST**

	valori critici			<i>t-test</i>
	1%	5%	10%	
reddito	-4,04	-3,45	-3,15	-1,9791
prezzi	-4,04	-3,45	-3,15	-2,9581
M3	-4,04	-3,45	-3,15	-2,5299
tasso di interesse	-3,51	-2,89	-2,58	-1,1125
tasso di cambio	-3,51	-2,89	-2,58	-3,0181

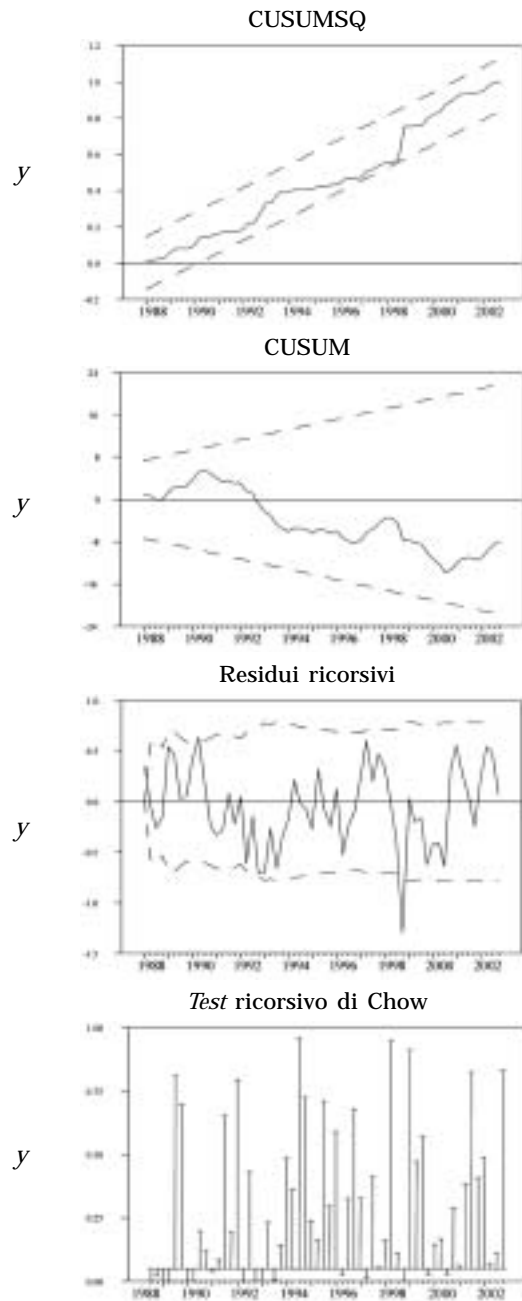
* Il numero di differenze da includere nella regressione OLS per il calcolo della statistica è stato selezionato tramite il criterio BIC. Per il reddito, i prezzi e M3, nella regressione è stato anche inserito un *trend* lineare.

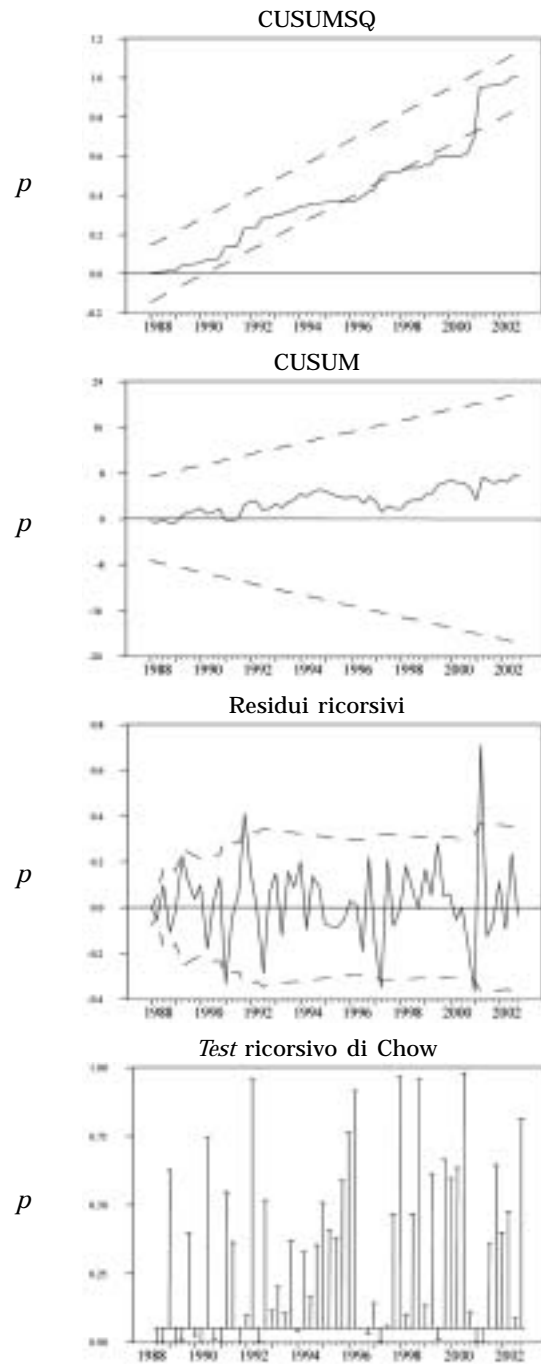
TEST SULLA COINTEGRAZIONE

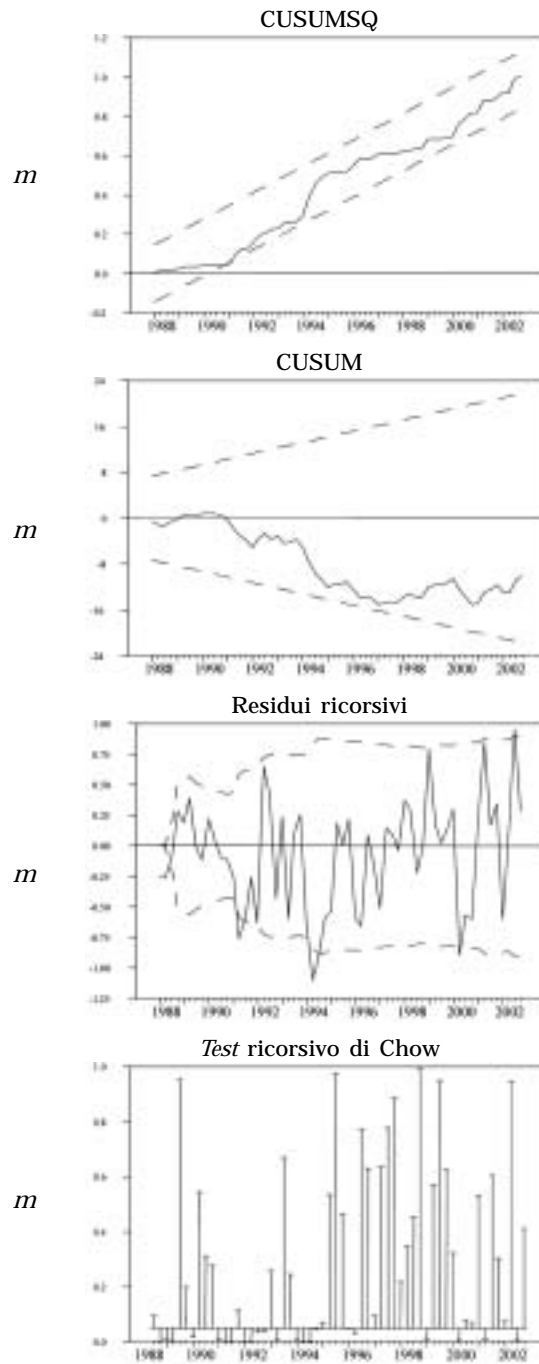
<i>trace test</i>				
n. di vettori di cointegrazione ipotizzati	valori critici		statistica	autovalore
	1%	5%		
nessuno	54,46	47,21	71,86849	0,374254
al massimo 1	35,65	29,68	30,14427	0,176582
al massimo 2	20,04	15,41	12,85229	0,088532
al massimo 3	6,65	3,76	4,602131	0,050395

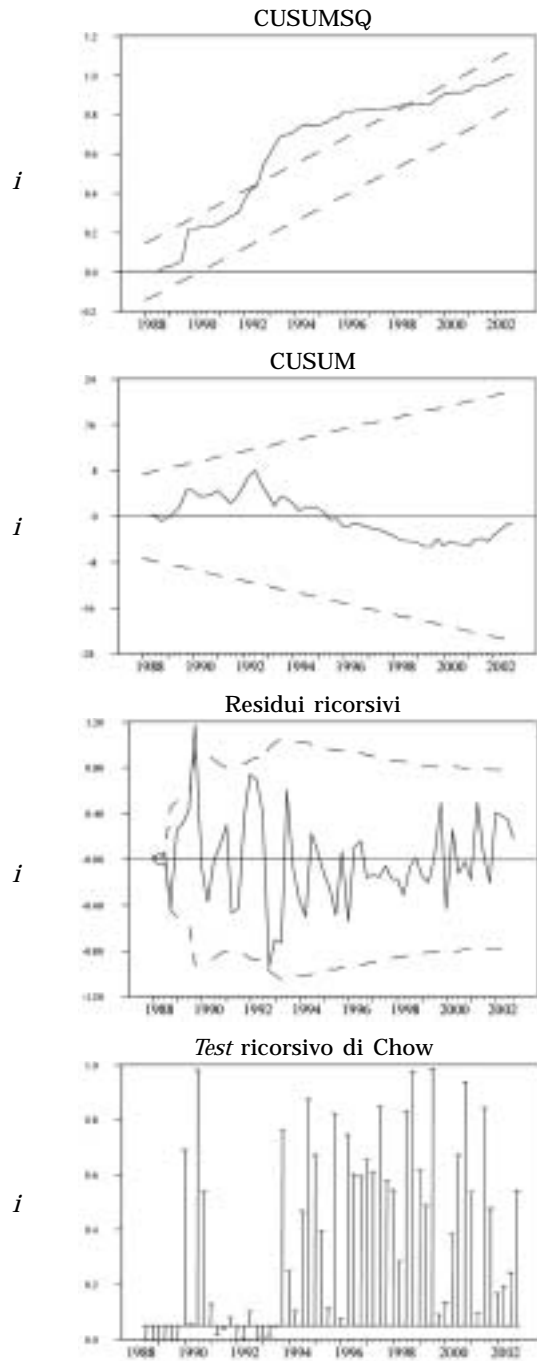
<i>λ-max test</i>				
n. di vettori di cointegrazione ipotizzati	valori critici		statistica	autovalore
	1%	5%		
nessuno	32,24	27,07	41,72422	0,374254
al massimo 1	25,52	20,97	17,29198	0,176582
al massimo 2	18,63	14,07	8,250161	0,088532
al massimo 3	6,65	3,76	4,602131	0,050395

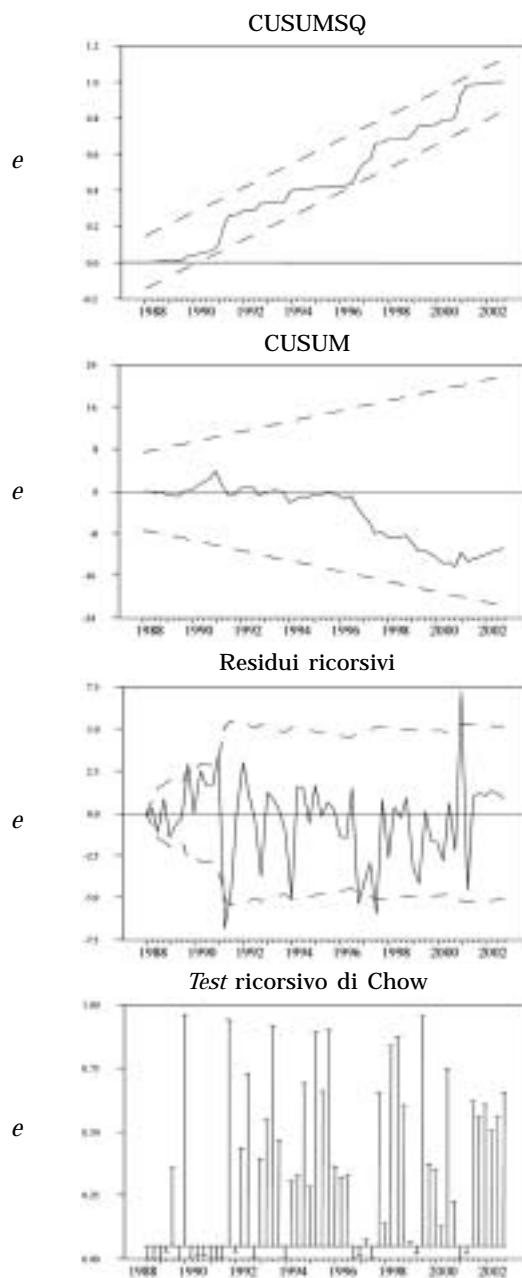
APPENDICE 3











Per il CUSUMSQ *test* e per il CUSUM *test*, le linee tratteggiate rappresentano gli intervalli di confidenza al 5%.

Per i residui ricorsivi le linee tratteggiate sono definite come ± 2 *standard errors*.

Per il *Test* ricorsivo di Chow la linea tratteggiate indica il livello di significatività del *test* al 5%.

BIBLIOGRAFIA

- ANGELONI I. - EHRMANN M., «Monetary Policy Transmission in the Euro Area: any Changes after EMU?», *ECB, Working Papers Series*, no. 240, 2003.
- BALL L., «Time-Consistent Policy and Persistent Changes in Inflation», *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, no. 2, 1995, pp. 329-50.
- BERNANKE B., «Alternative Explanation of the Money-Income Correlation», in BRUNNER K. - MELTZER A. (a cura di), *Real Business Cycles, Real Exchange Rates, and Actual Policies*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 25, 1986, pp. 49-99.
- BERNANKE B. - MIHOV I., «Measuring Monetary Policy», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, no. 3, 1998, pp. 869-902.
- BLANCHARD O. - QUAH D., «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Disturbances», *American Economic Review*, vol. 79, n. 4, 1989, pp. 665-73.
- CHRISTIANO L.J. - EICHENBAUM M. - EVANS C.L., «Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?», in TAYLOR J. - WOODFORD M. (a cura di), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1A, Amsterdam, North Holland, 2000.
- COENEN G. - VEGA J., «The Demand for M3 in the Euro Area», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, n. 6, 2001, pp. 727-48.
- COENEN G. - WIELAND V., «A Small Estimated Euro-Area Model with Rational Expectation and Nominal Rigidities», *ECB, Working Papers Series*, no. 30, 2000.
- EICHENBAUM M. - EVANS C.L., «Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rate», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, n. 4, 1995, pp. 975-1009.
- FAGAN G. - HENRY J., «Long-run Money Demand in the UE: Evidence from Area-Wide Aggregates», in LÜTKEPOHL H. - WOLTERS J. (a cura di), *Money Demand in Europe*, Heidelberg, Physica-Verlag, 1999, pp. 217-40.
- FAGAN G. - HENRY J. - MESTRE R., «An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area», *ECB, Working Papers Series*, n. 42, 2001.
- FASE M.M.G. - WINDER C.C.A., «Wealth and the Demand for Money in the European Union», in LÜTKEPOHL H. - WOLTERS J. (a cura di), *Money Demand in Europe*, Heidelberg, Physica-Verlag, 1999, pp. 241-58.
- FRIEDMAN M. - SCHWARTZ A., «A Monetary History of the United States: 1867-1960», Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1963.
- GALI J., «How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar US data?», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n. 2, 1992, p. 709-38.
- GERLACH S. - SMETS F., «The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the G-7 Countries», *BIS, Working Paper Series*, n. 26, 1995.
- GERLACH S. - SVENSSON L.E.O., «Money and Inflation in the Euro area: A Case for Monetary Indicators?», *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, n. 8, 2003, pp. 1649-72.
- LEEPER E.M. - SIMS C.A. - ZHA T., «What Does Monetary Policy Do?», in BRAINARD W.C. - PERRY G.L. (a cura di), *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, 1996, pp. 1-63.
- LUCAS R.E., «Econometric Policy Evaluation. A critique», in BRUNNER K. - MELTZER A.H. (a cura di), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Carnegie-Rochester Conference, vol. 1, Amsterdam, North Holland, 1976, pp. 19-46.

- MONTICELLI C. - STRASS-KAHN M.O., «European Integration and the Demand for Broad Money», *BIS, Working Paper*, n. 19, 1992.
- MONTICELLI C. - TRISTANI O., «What a Single Monetary Policy Do? A SVAR Benchmark for the European Central Bank», *ECB, Working Papers Series*, no. 2, 1990.
- PEERSMAN G. - SMETS F., «The Monetary Policy Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis», in ANGELONI I. - KASHYAP A. - MOJON B. (a cura di), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge, Cambridge University Press, 2003, pp. 36-55.
- ROMER C.D. - ROMER D.H., «Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz», *NBER Macroeconomics Annual 1989*, Cambridge, MIT Press, 1989, pp. 121-70.
- SIMS C.A., «Macroeconomics and Reality», *Econometrica*, vol. 48, n. 1, 1980, pp. 1-48.
- SIMS C.A. - STOCK J.H. - WATSON M.W., «Inference in Linear Time Series Model With Some Unit Roots», *Econometrica*, vol. 58, n. 1, 1990, pp. 113-44.
- ZELLNER A., «An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Test for Aggregation Bias», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 57, n. 298, 1962, pp. 348-68.