

UN MODELLO « MONETARISTA »
DELL'ECONOMIA ITALIANA:
ALCUNI RISULTATI PRELIMINARI

SERGIO CALLIARI

Banca Commerciale Italiana di Milano

DOMENICO SARTORE

Università di Venezia

1. *Introduzione*

Questo studio descrive gli stadi iniziali di stima e validazione di un piccolo modello macroeconomico di domanda-offerta aggregata dell'economia italiana costruito sulle linee del modello « monetarista » sviluppato alla Federal Reserve Bank di St. Louis. Scopo ultimo del lavoro, che quindi non si esaurisce in questo articolo, è quello di rispondere a tre questioni circa la politica monetaria e la politica fiscale in un modello « monetarista »:

- (i) Se una regola di crescita costante dello stock di moneta (*regola di tipo open-loop*) è superiore o inferiore a regole monetarie anticicliche discrezionali in cui lo stock di moneta risponde alla situazione economica corrente ai fini di stabilizzazione di tasso di inflazione e disoccupazione (*regole di controllo con feedback o di tipo closed-loop*).
- (ii) Se vi sono guadagni in stabilità nell'uso della politica fiscale a fini anticiclici anche in un modello « monetarista » dove il moltiplicatore fiscale di lungo periodo è prossimo a zero.

- (iii) Se vi è un guadagno in stabilità nell'uso della politica monetaria e della politica fiscale utilizzando le loro possibili combinazioni qualora si considerino in termini di politiche discrezionali o come regole di tasso di crescita costante (determinazione delle regole « ottimali » monetarie, fiscali e monetarie-fiscali).

Le questioni (i), (ii) e (iii) saranno studiate applicando al modello stimato le moderne tecniche di controllo ottimale. La metodologia caratteristica degli esercizi di controllo ottimo consiste di cinque fasi:

- (I) considerazioni della più appropriata rappresentazione matematica del modello;
- (II) determinazione dei parametri del modello;
- (III) considerazione delle capacità previsive del modello;
- (IV) analisi della controllabilità del modello;
- (V) applicazione dei metodi della teoria del controllo per la determinazione delle politiche che sono ottimali rispetto ad un insieme di obiettivi prespecificati. Le politiche ottimali possono essere determinate per vari obiettivi alternativi.

In generale quindi l'applicazione di tecniche di controllo ottimo è superiore come criterio per le politiche di stabilizzazione macroeconomica rispetto al « predictive control » ⁽¹⁾ del modello. Gli studi di ottimizzazione hanno però altri usi: a) comparazione tra le « performances » storiche e quelle risultanti dall'esecuzione di politiche « ottimali »; b) comparazione tra i risultati « futuri » generati da politiche ottimali e quelli generati da altre regole di politica economica; c) la possibilità di studiare gli effetti della conoscenza imprecisa del

(1) Il termine riassume le principali caratteristiche delle politiche postbelliche di « demand management ». Utilizzando un modello macroeconomico si produce una previsione per uno o due anni sulla base di una politica invariata. Con politica invariata si intende spesa pubblica e pressione fiscale invariata. Il governo decide quindi se conviene cambiare il risultato, ad esempio se conviene far crescere il reddito per ridurre la disoccupazione scegliendo un pacchetto di misure che si crede abbiano questo effetto. Implicita in questo schema è l'assunzione che il governo capisca il sistema economico, abbastanza per permettergli di fare previsioni circa il suo andamento futuro e che conosca come le variazioni negli strumenti a sua disposizione influenzano il risultato. Coloro che invocano l'uso di tecniche di controllo ottimo criticano questa procedura essenzialmente per due motivi: a) le decisioni circa variazioni nelle politiche non utilizzano una rappresentazione formale delle preferenze dei « policy-makers » per i risultati alternativi dell'economia. Il controllo ottimo incorpora una « welfare function » esplicita e sceglie l'insieme di politiche che massimizzano il suo valore; b) Il « predictive control » non pone alcuna attenzione all'incertezza. Le tecniche di controllo ottimo (stocastico) permettono due fonti di incertezza: primo, la conoscenza della struttura dell'economia è incompleta; secondo, l'economia è soggetta a shocks non prevedibili. Il controllo ottimo stocastico fornisce le tecniche per scegliere le politiche ottimali in queste condizioni di incertezza. Il tipo di politica che emerge è generalmente una politica « closed loop ».

modello, cioè esaminare la sensibilità del sistema controllato a variazioni nei suoi parametri, ad esempio calcolando gli intervalli di confidenza delle politiche ottimali.

Questo studio è relativo ai punti (I), (II) e (III). I punti (IV) e (V), l'analisi di controllabilità e l'applicazione di tecniche di controllo ottimo al modello stimato, verranno presentati in un altro studio (Calliari, Carraro e Sartore (1983)).

2. *Struttura del modello*

Il modello di St. Louis, sviluppato da Andersen e Carlson (1970), è progettato per analizzare le questioni della politica di stabilizzazione dell'economia per mezzo della politica monetaria ed è stato utilizzato per fornire scenari alternativi per le risposte di inflazione, reddito e tasso di disoccupazione sotto diverse assunzioni circa la politica monetaria. Il modello è considerato non solo come rappresentativo del punto di vista monetarista, in quanto la crescita del *GNP* nominale è determinata principalmente dalla crescita dello stock nominale di moneta, ma anche come un'alternativa più trattabile dei larghi modelli macroeconomici di tipo keynesiano la cui complessità spesso inibisce uno studio accurato delle loro proprietà, rendendoli quindi praticamente dei « black-boxes ». È chiaro che anche questo modello è soggetto alla critica di Lucas (1976) della « econometric policy evaluation »⁽²⁾.

Il modello è completamente ricorsivo con l'equazione della spesa totale che rappresenta la relazione fondamentale, in quanto incorpora implicitamente tutte le complesse interrelazioni che sono esplicitamente permesse in un modello strutturale. La variazione nel *GNP*

⁽²⁾ Anderson (1979), Fair (1979) e Minford e Matthews (1978) hanno suggerito un metodo per simulare modelli macroeconomici « non razionali » sotto l'assunzione che gli individui formino le loro aspettative razionalmente. Il metodo consiste nel generare un sentiero di soluzione che soddisfa le aspettative razionali aumentando l'algoritmo di Gauss-Seidel, generalmente utilizzato per risolvere periodo per periodo i modelli macroeconomici non lineari, con un « loop » iterativo interno in cui sono generati successivi sentieri di soluzione. I termini delle aspettative vengono modificati ad ogni passo, fino a quando le aspettative convergono alle soluzioni correnti anticipate del modello. La procedura, una forma « parziale » dell'ipotesi di aspettative razionali, è chiaramente meno soddisfacente rispetto ad un modello che includa le aspettative razionali tra le ipotesi di comportamento in sede di stima. Per quanto riguarda i metodi per imporre le complicate restrizioni, usualmente non lineari, che discendono dall'adozione dell'ipotesi di aspettative razionali, va fatto notare che siamo solo alla prima infanzia. Si veda Hansen e Sargent (1980). Se non si accetta la definizione di politica economica di Lucas come una regola per variare in modo sistematico una particolare variabile e, invece, la più limitata e tradizionale definizione di politica come una variazione che è consistente con la storia passata del comportamento delle autorità di politica economica, il modello stimato può essere utilizzato per simulazioni di politica economica.

nominale è determinata dalle variazioni correnti e passate nell'offerta di moneta e della spesa di pieno impiego.

La variazione del *GNP* nominale è combinata con la variazione nell'output — *GNP* a prezzi costanti — per fornire una misura della pressione della domanda. La variazione attesa nel livello dei prezzi, formata da una media ponderata delle variazioni passate dei prezzi con i pesi ottenuti dall'equazione del tasso di interesse a lungo termine, è combinata con la pressione della domanda per spiegare il livello dei prezzi. Dati la variazione nel *GNP* e il livello dei prezzi si ottiene il *GNP* in termini reali.

A sua volta, il *GNP* in termini reali è combinato con l'output potenziale, che, seguendo una versione generalizzata della « legge di Okun » (1962), è trasformato nel tasso di disoccupazione. I tassi annuali di variazione di offerta di moneta, output, e prezzi (aggiustati con un indice della disoccupazione) determinano i tassi di interesse a breve e a lungo termine.

Il modello di St. Louis è quindi un modello di domanda e di offerta aggregata di beni e servizi. La domanda aggregata, misurata dal *GNP* nominale, è determinata da variabili esogene al modello (politica monetaria e politica fiscale e dal settore estero tramite le esportazioni). L'offerta aggregata, misurata dal reddito potenziale, è assunta esogena, cioè determinata al di fuori del modello da fattori di lungo periodo come l'accumulazione di capitale, la crescita della popolazione ed in generale dalla struttura dell'economia. La distinzione più ovvia tra il modello di St. Louis e gli altri modelli è la dimensione. Il modello di St. Louis è composto da dieci equazioni, cinque delle quali stocastiche; la maggior parte dei modelli alternativi sono da dieci a cento volte questa dimensione. Le altre differenze sono:

- a) presenza di solo tre variabili esogene, una delle quali è un trend (*output potenziale*). Questo rende il modello particolarmente interessante ai fini previsivi;
- b) struttura ricorsiva: il modello quindi è facilmente trattabile per qualsiasi tipo di « policy analysis » senza ricorrere a procedure di soluzione iterative;
- c) fondamenti monetaristi rispetto ai fondamenti keynesiani di altri modelli. Mentre la maggior parte degli altri modelli stima l'output e il livello dei prezzi e genera il reddito nominale come « residuo », il modello di St. Louis stima le quantità nominali, e l'output è determinato come « residuo ».

I fondamenti teorici della prima equazione sono stati specificati da Mc Callum (1974). Quando il modello di Mc Callum è ridotto alla

sua forma finale — cioè, quando tutte le variabili endogene sono state eliminate dalla soluzione ricorsiva delle equazioni portando il modello a configurarsi come un sistema di funzioni di trasferimento sulle sole variabili esogene (Zellner e Palm (1974)) — il reddito nominale diventa funzione dell'offerta di moneta e della spesa pubblica.

Una delle questioni fondamentali del dibattito tra monetaristi e fiscalisti è se risulti più appropriato ottenere stime dei moltiplicatori monetari e fiscali da modelli strutturali o da equazioni in forma ridotta (o meglio, da forme finali). I risultati prodotti dagli economisti della FRB di St. Louis sono stati discussi ripetutamente sul piano econometrico. Le stime di una forma finale sono soggette a distorsioni se esiste una delle seguenti condizioni:

- (a) le variabili di politica economica non soddisfano la condizione di stretta esogeneità econometrica;
- (b) è omessa una variabile esogena correlata con le variabili indipendenti che appaiono nella forma finale;
- (c) la variabile di politica monetaria non è l'offerta di moneta, variamente definita, ma un'altra variabile (tasso di interesse o un qualche aggregato di riserva);
- (d) i « policy makers » conducono politiche di stabilizzazione anticicliche.

La prima possibilità di distorsione è stata esaminata da de Leeuw e Kalchbrenner (1969) e Gramlich (1971). Questo punto verrà esplicitamente affrontato nel paragrafo 3. La possibilità (d) è stata indagata da Goldfeld e Blinder (1972) i quali dimostrano che se uno strumento di politica economica è utilizzato in modo anticiclico, il coefficiente di questo strumento nella forma finale per il reddito nominale ha una distorsione verso zero. È opportuno osservare che questa dimostrazione è coerente con il valore trascurabile del moltiplicatore fiscale ottenuta negli studi che utilizzano una forma finale. Il dubbio che resta è però quello se la politica fiscale sia stata effettivamente utilizzata ai fini anticiclici così da causare la distorsione (Darby (1976); Gordon (1976)). Modigliani e Ando (1976) cercano di valutare la severità dei punti (b) (c) (d) conducendo esperimenti di simulazione con il modello *FMP*, assunto come una delle possibili rappresentazioni del sistema economico, prescindendo quindi dal fatto che descriva adeguatamente o meno l'economia degli Stati Uniti. Queste simulazioni vengono effettuate usando i valori storici delle variabili esogene. I valori simulati del *GNP* nominale sono regrediti sull'offerta di moneta e sulla spesa pubblica escludendo quindi dall'equazione tutte le altre variabili esogene. Il risultato di questo esercizio è che l'equazione di

St. Louis non riproduce i moltiplicatori impliciti nel modello e i moltiplicatori monetari ottenuti da queste regressioni mostrano una distorsione verso l'alto mentre i moltiplicatori fiscali sono distorti verso il basso. In conclusione, la stima di una forma finale lungo le linee del modello di St. Louis non è capace di riprodurre i moltiplicatori del modello *FMP*. Modigliani e Ando inoltre rimpiazzano l'offerta di moneta come variabile di politica monetaria con il trend del tasso di interesse dei Treasury Bills. In questo caso il moltiplicatore ottenuto dalla forma finale è molto vicino al suo 'vero' valore. Quindi i tentativi di stabilizzazione dei tassi di interesse possono essere una fonte importante di distorsione delle stime nelle forme finali.

La versione stimata per l'Italia non cambia sostanzialmente la struttura ed accetta le variabili come definite da Andersen e Carlson però l'ordinamento causale di reddito nominale e misure della politica monetaria (stock di moneta definito come *M3*) e politica fiscale (entrate e uscite correnti dell'Amministrazione centrale) è sottoposto ad un esplicito test di esogeneità⁽³⁾. Le differenze sono:

a) l'equazione del reddito nominale è stimata sotto forma di differenze prime logaritmiche per ovviare a problemi di eteroschedasticità dei residui⁽⁴⁾;

b) l'equazione originale dei prezzi del modello di St. Louis è stata rimpiazzata da una specificazione centrata sull'ipotesi monetarista che il tasso di inflazione può essere spiegato da variazioni nel tasso di crescita dell'offerta di moneta (Friedman (1968; 1970; 1971), Harberger (1963), Laidler (1975), Parkin (1975));

c) le aspettative di inflazione, p^e , sono ottenute stimando un modello *AR* vettoriale nel periodo precampionario e aggiornando le stime dei parametri con il filtro di Kalman (1961). Il modello *AR* vettoriale può essere compattamente rappresentato come:

$$A(L)x_t = K(t) + u_{ht} \quad \text{con } A(L) = \sum_{j=0}^h A_j L^j,$$

dove A_j sono matrici di coefficienti e dove L è l'operatore dei ritardi definito da $L^j x_t = x_{t-j}$, x_t è un processo stocastico multivariato a k componenti, $K(t)$ è la parte deterministica di x_t (polinomi in t , dummies stagionali, ecc.). Il modello *AR* vettoriale è discusso più ampia-

⁽³⁾ In vari studi l'esogeneità delle variabili del modello di St. Louis è stata appoggiata da qualche razionalizzazione economica (Andersen e Jordan (1968; 1969)) però le assunzioni non sono state sottoposte a tests statistici formali. Come nota Geweke, « Se la specificazione non è corretta le restrizioni di identificazione imposte sulle equazioni strutturali sono insufficienti per identificare queste equazioni, le tecniche di stima saranno inconsistenti e il modello non può rappresentare in modo adeguato la dinamica del sistema che cerca di descrivere. È quindi desiderabile verificare la specificazione di esogeneità invece di considerarla una mera asserzione » (Geweke (1978), p. 1).

⁽⁴⁾ Questa è la specificazione usualmente preferita rispetto a quella che usava le differenze prime. Si veda, per esempio, Gordon (1971) e Carlson (1979).

mente nel par. 3. La serie delle aspettative di inflazione è ottenuta dalle previsioni uniperiodali della sequenza di modelli *AR* vettoriali aggiornati con l'algoritmo ricorsivo. In questo modo, per stimare la serie sintetica delle aspettative di inflazione vengono utilizzati solo i dati effettivamente disponibili agli agenti economici evitando così l'obiezione sulla generazione di aspettative con informazioni ad essi non disponibili. Le aspettative al tempo t sono quindi basate unicamente sull'informazione disponibile fino al tempo t , guadagnando dal punto di vista del realismo delle assunzioni fatte circa l'ammontare di informazione disponibile ai partecipanti al mercato. Il vettore di variabili utilizzate per stimare il modello autoregressivo vettoriale comprende stock di moneta definito come *M3*, tasso di interesse a lungo termine, prezzi all'importazione, tasso di cambio lira/\$, trend temporale e dummies stagionali. I valori di p^e sono i valori previsti dal modello *AR* vettoriale. Il modello *AR* vettoriale è stato stimato per il periodo 1953.01-1959.12 (con dati mensili) e utilizzato per generare previsioni del tasso di inflazione per 12 mesi in avanti. La procedura viene ripetuta per ogni nuova osservazione disponibile nel periodo 1960.01-1980.12. I valori previsti per il periodo 1960.01-1980.12 e aggregati temporalmente costituiscono quindi la serie sintetica delle aspettative di inflazione. Il modello *AR* vettoriale passa quindi da coefficienti costanti a coefficienti che variano nel tempo. L'aggiornamento dei coefficienti è effettuato impiegando il filtro di Kalman (1960), largamente utilizzato nella teoria del controllo e nelle sue applicazioni. Il filtro di Kalman è essenzialmente un algoritmo per fare proiezioni ricorsive con i minimi quadrati lineari: data una stima corrente dei coefficienti il filtro di Kalman genera nuove stime sulla base dei nuovi dati (nel nostro caso una osservazione). Il modello sottostante il filtro di Kalman è un sistema dinamico lineare di due equazioni. La prima equazione genera i coefficienti che variano nel tempo secondo una specificata struttura di forma ARMA generale:

$$(2.1) \quad \beta_{t+1} = \begin{matrix} F_t & \beta_t & + & w_t \\ k \times k & k \times 1 & & k \times 1 \end{matrix} \quad t = 0, 1, \dots, N-1$$

dove F è nota per tutti i t e w_t è un vettore stocastico. La seconda equazione è il modello autoregressivo vettoriale scritto come:

$$(2.2) \quad Y_t = \begin{matrix} X_t & \beta_t & + & v_t \\ 1 \times k & k \times 1 & & 1 \times 1 \end{matrix} \quad t = 1, 2, \dots, N.$$

Il problema è quello di trovare per ogni t le stime *MQ* lineari di β_t e β_{t+1} dati i valori di Y_0, Y_1, \dots, Y_t , e X_0, X_1, \dots, X_t . Il filtro di Kalman, risolvendo questo problema, ha l'interessante caratteristica che $\widehat{\beta}_{t+1} | t$ è ottenuta per mezzo di una semplice equazione implicante la stima precedente, $\widehat{\beta}_t | t-1$, e la nuova informazione, Y_t e X_t , senza utilizzare i dati passati, $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_0$ e $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_0$;

d) tra le variabili esplicative nelle equazioni del reddito nominale sono state introdotte le esportazioni. L'originale specificazione di questa equazione è stata ripetutamente criticata a causa della possibilità di distorsioni negli effetti stimati della moneta sulla spesa totale che possono risultare dall'omissione di importanti influenze autonome sulla spesa trascurate dalla equazione. Per una piccola economia aperta una possibile influenza autonoma è rappresentata dalle esportazioni, come è stato ampiamente enfatizzato dalla letteratura dei modelli di sviluppo « export-led » ⁽⁵⁾;

e) « supply shocks » e una misura del grado di « slack » dell'economia sono introdotte come variabili esplicative nell'equazione del tasso di inflazione.

Il tasso di disoccupazione è funzione dei valori correnti e passati del « gap » di output espresso in termini percentuali del reddito potenziale ($G = 100 (Y70P - Y70)/Y70$). Questa relazione è derivata dall'equazione:

$$Y70 = f(POP, PR, H, C, K, UR)$$

dove POP = popolazione, PR = tasso di partecipazione; H è un indice delle ore lavorate pro-capite; C = tasso di utilizzazione dello stock di capitale, K è lo stock di capitale, e $Y70$ e UR sono già state definite. In base alla legge di Okun, tutte le variabili, eccetto UR , possono essere rimosse dal lato destro dell'equazione se si adotta l'ipotesi semplificativa che queste variabili sono funzione solo di UR e/o di trends temporali, utilizzando $Y70P$ per catturare il trend temporale e risolvendo per UR si ottiene:

$$UR = f(Y70, Y70P).$$

L'assunzione cruciale della legge di Okun è che variazioni di produttività e del tasso di partecipazione, e quindi del reddito potenziale, avvengono con un trend esogeno regolare nel tempo. Siccome il reddito potenziale dipende da fattori come lo stock di capitale, è corretto considerarlo esogeno in un modello trimestrale. Il problema dell'endogeneità del reddito potenziale diventa importante utilizzando il modello per simulazioni di lungo periodo. La costante in questa equazione rappresenta il livello di disoccupazione non ciclico (frizionale e strutturale) che si otterrebbe se il « gap » (percentuale) di output fosse eliminato.

Le equazioni dei tassi di interesse nel modello di St. Louis riflettono il punto di vista monetarista cioè che l'effetto di liquidità associato con variazioni nominali dello stock di moneta è temporaneo e sparisce come prezzi e reddito crescono (Friedman (1968)). Un au-

⁽⁵⁾ Si veda, ad esempio, Stern (1967).

mento nel tasso di crescita dello stock di moneta spinge i tassi di interesse verso il basso stimolando consumi e investimenti i quali, a loro volta, spingono al rialzo i tassi. Un piú elevato tasso di crescita dello stock di moneta produce prezzi crescenti che a loro volta, via equazione di Fisher, provocano una ulteriore crescita dei tassi di interesse⁽⁶⁾. Nella versione originale del modello di St. Louis i tassi di interesse non hanno la funzione di spiegare altre variabili endogene, e in particolare non sono parte del meccanismo di trasmissione tra variazioni nello stock di moneta, reddito e prezzi, ma l'equazione del tasso a lungo termine gioca un ruolo fondamentale fornendo l'informazione richiesta per calcolare le aspettative di inflazione. L'approccio da noi adottato per stimare le aspettative di inflazione renderebbe non essenziali le equazioni dei tassi di interesse per stimare il reddito in termini reali e disoccupazione. Ragioni di completezza del modello e di comparabilità con la versione originale di St. Louis ci inducono ad inserire le equazioni per il tasso di interesse a breve e a lungo termine. L'equazione dei tassi di interesse a breve va però interpretata, come vedremo, come una funzione di reazione dell'autorità monetaria.

L'equazione dei prezzi merita una breve discussione. Il settore dei prezzi del modello di St. Louis è composto da tre equazioni: una versione di curva di Phillips in termini di variazione dei prezzi, una identità che definisce le variazioni attese nel livello dei prezzi e una equazione per il tasso di interesse a lungo termine. Per la costruzione della variabile prezzi attesi sono utilizzati i pesi del ritardo distribuito dell'inflazione nell'equazione del tasso di interesse a lungo termine. Osservando l'intero modello di St. Louis e i « linkages » tra moneta e prezzi si può vedere che l'esclusione di variabili monetarie dall'equazione dei prezzi non implica necessariamente una teoria non monetaria dell'inflazione. Noi rimpiazziamo questa struttura piuttosto complicata con una semplice forma « ridotta » monetarista per il tasso di inflazione che spiega il tasso inflazione per mezzo dei valori correnti e passati del tasso di crescita dello stock di moneta, mettendo quindi in relazione l'inflazione con uno strumento di politica economica. Questa forma « ridotta » esprime uno dei postulati piú vecchi e piú sottoposti a verifica empirica, cioè che l'inflazione è un fenomeno monetario e che quindi una variazione continua e sostenuta nel tasso di crescita dello stock di moneta causa inevitabilmente una variazione simile nel tasso di inflazione. La singola equazione con cui lavoriamo è una versione modificata dell'antica e ancora reputata equazione dello scambio $MV = PQ$, dove V è la velocità di circolazione della moneta, P è il livello dei prezzi, Q è il livello del reddito e M è lo stock di moneta.

(6) La specificazione è basata sui lavori di Sargent (1969) e Yohe e Karnosky (1969).

Riordinando i termini, aggiungendo gli indici t , convertendo i livelli in tassi di variazione e applicando il filtro lineare $(1-L)$ ai logaritmi delle variabili nell'equazione dello scambio otteniamo:

$$(2.3) \quad (1-L) \log p_t = (1-L) \log v_t - (1-L) \log q_t + (1-L) \log m_t.$$

Per trasformare l'equazione (2.3) da identità in una teoria dell'inflazione è necessaria l'imposizione di qualche vincolo sul comportamento di una o più variabili di destra. Uno dei vincoli possibili, il più semplice, è assumere che:

$$(2.4) \quad (1-L) \log v_t - (1-L) \log q_t = k.$$

Sostituendo (2.4) in (2.3) otteniamo :

$$(2.5) \quad (1-L) \log p_t = k + b m_t$$

con $b = 1$. È chiaro che l'equazione (2.5) non è più una identità, però non è ancora una ipotesi promettente per la verifica empirica in quanto non tiene conto dell'esistenza di ritardi, cioè del fatto che le variazioni nei tassi di crescita nello stock di moneta non hanno effetti immediati sui prezzi (⁷). Con i ritardi l'equazione (2.5) può essere scritta come:

$$(2.6) \quad (1-L) \log p_t = k + \sum_{i=0}^n w_i (1-L) \log m_{t-i}.$$

L'equazione (2.6) deve essere considerata una rappresentazione stilizzata del processo inflazionistico in quanto afferma che la componente fondamentale e permanente del tasso di inflazione è determinata dal tasso di crescita dello stock di moneta. È una rappresentazione stilizzata in quanto ignora la possibilità di shocks non monetari sui prezzi, ad esempio, « supply shocks » (variazioni nei prezzi relativi dell'energia, ecc.), controllo dei prezzi e dei salari, presenza o assenza di risorse inutilizzate. L'equazione stimata aggiunge alla (2.6) il prezzo relativo dell'energia in forma di ritardo distribuito e il grado di « slack » dell'economia misurata da G :

$$(2.7) \quad (1-L) \log p_t = k + \sum_{i=0}^n w_i (1-L) \log m_{t-i} + \sum_{i=0}^m w_i (1-L) \log (POIL/P)_{t-i} + cG_t.$$

La Tab. 1 riporta la struttura algebrica del modello, dove $A(L)$, $B(L)$, $C(L)$, $D(L)$, $E(L)$ e $F(L)$ sono operatori polinomiali unidirezionali in L . Nelle equazioni sono stati omessi per ragioni di convenienza i termini di errore e le « dummies ».

(⁷) Per gli Stati Uniti sono stati trovati lags medi tra un anno e mezzo e tre anni. L'esistenza di tali lags può essere analizzata in termini di « search and information theory » (Lippman e Mc Call (1976)). Una discussione del lag tra moneta e prezzi nel contesto di aspettative razionali è effettuata da Mc Callum (1978). Ragioni addizionali per l'esistenza di un lag tra moneta e prezzi sono l'esistenza di prezzi amministrati.

TABELLA 1. - *La struttura del modello*

(1)	$(1-L) \log Y = a_0 + A(L) (1-L) \log M + B(L) (1-L) \log (UG-EG) + a_1 (1-L) \log XC$
(2)	$(1-L) \log P = b_0 + C(L) (1-L) \log M + D(L) (1-L) \log (POIL/P) + b_1 G$
(3)	$UR = c_0 + E(L) G + c_1 TTREND$
(4)	$RL = d_0 + d_1 p^e + F(L) (1-L) \log M$
(5)	$RS = e_0 + e_1 p^e + e_2 DOLL + e_3 UR$
(6)	$G = 100 (Y70P - Y70) / Y70P$
(7)	$Y70 = Y/P$
(8)	$P = \exp [\log (P_{-1}) + (1-L) \log P]$
(9)	$Y = \exp [\log (Y_{-1}) + (1-L) \log Y]$

Variabili endogene:

Y	= Spesa totale (<i>PIL</i> a prezzi correnti)
P	= Deflatore implicito <i>PIL</i>
UR	= Tasso di disoccupazione
RL	= Tasso di interesse a lungo termine
RS	= Tasso di interesse a breve termine
G	= Gap tra <i>PIL</i> potenziale e <i>PIL</i> effettivo
$Y70$	= Output (<i>PIL</i> a prezzi 1970)

Variabili esogene:

M	= Stock di moneta (definito come $M3$)
EG	= Entrate correnti dell'Amministrazione Centrale
UG	= Uscite correnti dell'Amministrazione Centrale
XC	= Esportazioni di merci a prezzi correnti
$POIL$	= Indice prezzi del petrolio (in lire)
$Y70P$	= Output potenziale
$DOLL$	= Tasso di cambio spot lira/dollaro
p^e	= Aspettative di inflazione
$TTREND$	= Trend temporale

3. *La verifica dell'ordinamento causale di reddito nominale e misure della politica monetaria e fiscale*

La rappresentazione dell'equazione del reddito nominale (y_t), proposta originariamente da Friedman e Meiselman (1963) e Andersen e Jordan (1968), è data dalla regressione a ritardi distribuiti unidirezionale di y_t rispetto allo stock di moneta (m_t):

$$(3.1) \quad y_t = \sum_{j=0}^{\infty} h_j m_{t-j} + \eta_t = h(L) m_t + \eta_t$$

dove $E(\eta_t m_{t-j}) = 0$, per $j = 0, 1, 2, \dots$

Come è noto (⁸), questa rappresentazione è soggetta a due tipi di critiche:

- 1) I parametri h_j non possono essere considerati i « moltiplicatori dinamici » della moneta considerata esogena rispetto al reddito in quanto a destra dell'equazione esistono altre variabili esplicative esogene che spiegano il reddito nominale. La loro omissione fa sì che i parametri h riassumano anche il contributo al reddito nominale di queste diverse variabili.
- 2) L'equazione (3.1) non può essere interpretata come « forma finale » in quanto la condizione $E(\eta_t m_{t-j}) = 0$, per $j = 0, 1, 2, \dots$ non è sufficiente a garantire la « stretta esogeneità econometrica » della moneta rispetto al reddito nominale.

La prima critica proviene dagli economisti keynesiani ed è stata espressa in termini puramente teorici senza alcuna verifica empirica. Se la critica dei keynesiani viene accettata, risulta evidente l'impossibilità di misurare, attraverso la stima dell'equazione (3.1), gli effetti di una manovra di politica monetaria.

Accettando la seconda critica si arriva comunque a conseguenze indesiderabili. Infatti, qualora un sistema di equazioni simultanee sia scritto in forma finale, le sue equazioni (finali) possono essere usate indipendentemente una dall'altra per descrivere l'evoluzione temporale delle rispettive variabili endogene. In altre parole, un'equazione in forma finale esprime una variabile endogena corrente come funzione delle sole variabili esogene correnti e ritardate ma non di altre variabili endogene. Risulta quindi la forma più appropriata per misurare gli effetti, anche di lungo periodo, sulla variabile endogena, di variazioni delle variabili esogene che entrano nell'equazione.

È di notevole importanza verificare empiricamente se le due diverse critiche possono essere rigettate prima ancora di procedere alle stime dell'equazione nel modello. Qui ci si propone questa verifica, ma prima è necessario premettere ancora alcune considerazioni di carattere teorico.

Si consideri il modello (3.1), aggiungendo un vettore z_t di k variabili esogene a destra dell'equazione, si ha:

$$(3.2) \quad y_t = b(L) m_t + c(L) z_t + \varepsilon_t$$

ove $c(L)$ è un vettore di k polinomiali scalari; il termine di errore ε_t è un processo stocastico stazionario che obbedisce alle condizioni di ortogonalità: $E(\varepsilon_t m_{t-j}) = 0$ ed $E(\varepsilon_t z_{t-j}) = 0$, per $j = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$. Queste condizioni di ortogonalità caratterizzano la (3.2) come un'equa-

(⁸) Si veda Sargent (1979, pp. 287-290).

zione in forma finale, poiché definiscono tutte le variabili esplicative come « strettamente ed econometricamente esogene » rispetto a y , e permettono la seguente rappresentazione autoregressiva vettoriale equivalente ⁽⁹⁾:

$$(3.3) \quad \begin{bmatrix} a(L) & \vdots & -b(L) & -c(L) \\ \dots & & \dots & \dots \\ 0 & \vdots & & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ \dots \\ m_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \zeta_{1t} \\ \dots \\ \zeta_{2t} \end{bmatrix}$$

dove $d(L)$ è una matrice quadrata di ordine $(k+1)$ i cui elementi sono funzioni polinomiali, $\zeta_t = [\zeta_{1t} \zeta_{2t}]'$ è un vettore di processi stocastici « white noise » con $E(\zeta_t \zeta_s') = \delta_{ts} \Sigma$ (Σ è semidefinita positiva e δ_{ts} rappresenta il delta di Kronecker). Le condizioni di identificazione econometrica impongono al sistema (3.3) i valori $a(0)=1$, $b(0)=0$, $c(0)=0$, $d(0)=I$. Si noti che ζ_{1t} non coincide con ε_t dell'equazione (3.2), poiché quest'ultimo termine di errore non è stato definito come processo « white noise » e può eventualmente contenere la componente autoregressiva di y_t . Inoltre Σ viene qui supposta matrice diagonale cosicché la rappresentazione (3.3) esclude la possibilità di causalità istantanea, secondo la definizione di Granger ⁽¹⁰⁾.

Si osservi che le relazioni tra le variabili esogene possono essere così riscritte:

$$d(L) \begin{bmatrix} m_t \\ z_t \end{bmatrix} = \zeta_{2t}$$

o in forma di matrici ripartite:

$$(3.4) \quad \begin{bmatrix} d_{11}(L) & \vdots & d_{12}(L) \\ \dots & & \dots \\ d_{21}(L) & \vdots & d_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} m_t \\ \dots \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \zeta_{21t} \\ \dots \\ \zeta_{22t} \end{bmatrix}$$

dove $d_{22}(L)$ è una matrice quadrata di ordine $(k \times k)$.

Supponendo $d_{22}(L)$ invertibile, dalla (3.4) si può ricavare:

$$z_t = d_{22}(L)^{-1} (\zeta_{22t} - d_{21}(L) m_t)$$

Sostituendo z_t nella prima equazione della (3.3) e nella prima equazione della (3.4), si può esprimere la rappresentazione vettoriale autoregressiva nelle sole variabili y_t e m_t come segue:

$$(3.5) \quad \begin{cases} a(L) y_t - p(L) m_t = \zeta_{1t} + c(L) d_{22}(L)^{-1} \zeta_{22t} \\ q(L) m_t = \zeta_{21t} - d_{12}(L) d_{22}(L)^{-1} \zeta_{22t} \end{cases}$$

dove

$$p(L) = [b(L) - c(L) d_{22}(L)^{-1} d_{21}(L)]$$

e

$$q(L) = [d_{11}(L) - d_{12}(L) d_{22}(L)^{-1} d_{21}(L)]$$

sono polinomi scalari.

⁽⁹⁾ L'equivalenza si ottiene mediante l'estensione al caso vettoriale del primo teorema dimostrato da Sims (1972).

⁽¹⁰⁾ Una condizione sufficiente affinché la relazione di non causalità secondo Granger implichi quella di stretta esogeneità econometrica viene data in Sartore (1981).

La rappresentazione (3.5) permette alcune osservazioni importanti:

- a) La seconda equazione del sistema non contiene il processo stocastico ζ_{1t} , quindi m_t è rappresentabile come un processo ARMA univariato incorrelato rispetto ai valori passati, presenti e futuri di y_t . Cioè m_t è strettamente esogeno rispetto a y_t . Risulta quindi evidente che nessuna condizione deve essere imposta sulla matrice polinomiale $d(L)$ affinché sia garantita la stretta esogeneità econometrica di m_t rispetto a y_t ⁽¹⁾.
- b) Condizione sufficiente affinché i coefficienti del polinomio $p(L)$ possano essere correttamente interpretati come moltiplicatori dinamici della moneta rispetto al reddito è che $d_{21}(L) = 0$, ciò equivale all'ipotesi di non causalità della moneta rispetto alle variabili z_t o, equivalentemente, all'ipotesi di stretta esogeneità econometrica delle variabili z_t rispetto alla moneta.

Per la verifica empirica, a cui si è accennato, si è ritenuto opportuno far riferimento al problema più generale dell'ordinamento causale tra le variabili implicate nell'equazione (3.2). Si è quindi assunto, come modello che descrive le loro interrelazioni, un sistema di equazioni alle differenze stocastiche, generalmente noto con il nome di rappresentazione autoregressiva vettoriale.

La giustificazione teorica di una tale assunzione è la seguente. È noto che per la rappresentazione dei processi stocastici multivariati è necessario far riferimento ad una generalizzazione al caso vettoriale del teorema della scomposizione di Wold (1938), dovuta ad Hannan

⁽¹⁾ Ciò contrasta con le conclusioni di Sargent (1979, pp. 287-290), non corrette per quanto concerne la discussione sulla forma finale dell'equazione. Sargent, infatti, suppone il modello:

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} v_j m_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} w_j z_{t-j} + \varepsilon_t$$

suppone poi che la proiezione di z_{t-k} , $k > 0$, rispetto all'intera sequenza $\{m_{t-j}\}_{j=-\infty}^{\infty}$ sia:

$$P(z_{t-k} / \{m_{t-j}\}_{j=-\infty}^{\infty}) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma_{kj} m_{t-j}$$

mentre

$$P(y_t / \{m_{t-j}\}_{j=-\infty}^{\infty}) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} d_j m_{t-j}$$

dove

$$d_j = \begin{cases} v_j + \sum_{k=0}^{\infty} w_k \gamma_{kj} & j \geq 0 \\ \sum_{k=0}^{\infty} w_k \gamma_{kj} & j < 0 \end{cases}$$

La proiezione di y_t sui valori di m_{t-j} è unidirezionale, cioè vale per $j = 0, 1, 2, \dots$, se e solo se $d_j = 0$ per $j < 0$. Si noti però che contrariamente a quanto affermato da Sargent $w_k \neq 0, \forall k$ e $\gamma_{kj} \neq 0, \forall k, j$ non implicano $d_j \neq 0, \forall j$.

(1970). In breve ⁽¹²⁾, qualsiasi processo stocastico multivariato congiuntamente stazionario in covarianza può essere rappresentato come somma di una componente « singolare » ed una « regolare » ⁽¹³⁾, quest'ultima rappresentabile come una media mobile a infiniti termini:

$$(3.6) \quad x_t = H(L) u_t$$

dove x_t è un vettore di k processi stocastici congiuntamente stazionari in covarianza; $H(L)$ è una matrice di operatori polinomiali tale che $H(0) = I$; u_t è un vettore di processi « white noise » i cui elementi cioè hanno le seguenti proprietà: $E[u_t] = 0$, $E[u_t u_s'] = \delta_{ts} \Sigma$, dove Σ è una matrice semidefinita positiva generalmente non diagonale. Qualora la matrice $H(L)$ sia invertibile, la rappresentazione (3.6) può essere riscritta:

$$(3.7) \quad H(L)^{-1} x_t = u_t$$

cioè come un processo autoregressivo vettoriale di ordine infinito.

La rappresentazione (3.6) è estremamente generale: tutte le variabili sono trattate come potenzialmente endogene, dipendenti dallo stesso insieme di variabili. A fini operativi, le uniche restrizioni che vengono imposte alla rappresentazione sono quelle di inclusione-esclusione, però le variabili incluse sono trattate in modo simmetrico senza alcun vincolo a priori sulle loro relazioni. Inoltre, la rappresentazione infinita (3.7) è approssimabile, con un grado di precisione arbitrario, ma elevato quanto si vuole, da un processo autoregressivo vettoriale di ordine finito, che si potrà scrivere:

$$(3.8) \quad A(L) x_t = u_{ht}$$

dove $A(L)$ è una matrice quadrata di operatori polinomiali con un numero h finito di ritardi, tale che $A(0) = I$.

Il processo u_{ht} è detto processo (vettoriale) delle innovazioni ed è definito da:

$$u_{ht} = x_t - P[x_t/x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-h}]$$

dove $P[x_t/x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-h}]$ è la proiezione lineare di x_t sullo spazio originato dall'insieme dei processi ritardati $x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-h}$. Si dimostra ⁽¹⁴⁾ che tale proiezione converge in media quadratica al processo $x_t = H(L)^{-1} x_t$, quando $h \rightarrow \infty$, cosicché risulta anche dimostrato che la rappresentazione autoregressiva vettoriale infinita può essere ben approssimata, e con il grado di precisione voluto, dalla (3.8).

Una versione più generale della (3.8) è data da:

$$(3.9) \quad A(L) x_t = K(t) + u_{ht}$$

⁽¹²⁾ Per una descrizione più dettagliata si veda Sartore (1981).

⁽¹³⁾ Qui si è preferito usare la terminologia originariamente proposta da Wold, invece dei corrispondenti termini « deterministico » e « indeterministico » più avanti utilizzati nel senso di « non stocastico ».

⁽¹⁴⁾ Anderson (1971, p. 419) fornisce una prova per il caso univariato.

dove $K(t)$ è una componente vettoriale non stocastica di x_t , che può includere una funzione polinomiale in t (trend) ed eventuali « dummies » stagionali, per ogni equazione del sistema (3.9).

La presenza del termine non stocastico $K(t)$ serve quando le componenti del vettore x_t non sono stazionarie e la non stazionarietà può essere interpretata mediante una funzione deterministica del tempo o vi è la presenza di componenti cicliche deterministiche (stagionalità) la cui variabilità può essere presa in considerazione attraverso le usuali variabili fittizie. Quindi in aggiunta ai $k^2 x h$ parametri da stimare della matrice $A(L)$, vi saranno ulteriori $k x 1$ parametri del vettore di polinomiali $K(t)$ (1 ovviamente rappresenta il numero di parametri indotto dal trend e dalle variabili fittizie in ogni equazione della rappresentazione autoregressiva vettoriale). Ad esempio, prendendo in considerazione solo il trend lineare con intercetta non nulla, allora, equazione per equazione nella (3.8), $l=2$ e $K(t) = k_0 + k_1 t$, con k_0 e k_1 vettori di ordine $k x 1$.

Poiché u_{ht} è il processo vettoriale degli errori di previsione un passo avanti, esso soddisfa alle condizioni di ortogonalità: $E u_{ht} = 0$ ed $E [u_{ht} x_{t-j}'] = 0$, $j = 1, 2, \dots, h$ le quali a loro volta costituiscono condizioni necessarie e sufficienti (qualora lo spazio originato dall'insieme dei processi ritardati sia effettivamente h -dimensionale) affinché le matrici dei coefficienti A_j di $A(L)$ siano unicamente determinate applicando il metodo dei minimi quadrati. In pratica h è scelto abbastanza grande da assicurare che il vettore u_{ht} sia serialmente incorrelato. La determinazione del numero dei ritardi, ritenuto « ottimale », per la stima delle regressioni impone, comunque, una scelta in alternativa. Una generosa parametrizzazione, infatti, soddisfa l'esigenza di ottenere delle stime non distorte ma si contrappone all'altra esigenza di non diminuire drasticamente la potenza dei tests di causalità, il che richiede una parametrizzazione parsimoniosa.

Ritornando alla formulazione (3.8), supponendo cioè assente la componente non stocastica $K(t)$ (o considerando solo la parte stocastica della (3.9)), la corrispondente rappresentazione a media mobile è data da:

$$x_t = A(L)^{-1} u_{ht} = B(L) u_{ht}, \quad B(0) = I.$$

I coefficienti A_j e B_j sono legati tra loro attraverso la trasformata di Fourier matriciale:

$$(I - A_1 e^{-i\omega} - \dots - A_h e^{-ih\omega})^{-1} = \sum_{j=0}^{\infty} B_j e^{-ij\omega}.$$

Per quanto concerne la stima del processo autoregressivo vettoriale (3.9) di ordine k , si può osservare che esso costituisce un sistema di k equazioni separate, ciascuna delle quali possiede le stesse variabili esplicative. Ciò permette l'applicazione del metodo dei minimi

quadrati ordinari, equazione per equazione, e le stime ottenute sono, sotto l'ipotesi di distribuzione multinormale degli errori u_{ht} , indipendente dal tempo, stime di massima verosimiglianza condizionata dai valori iniziali delle osservazioni ⁽¹⁵⁾.

Piú generalmente, sotto alcune condizioni di regolarità, le stime dei minimi quadrati ordinari, equazione per equazione, del processo autoregressivo vettoriale (3.9) sono consistenti e asintoticamente normali ⁽¹⁶⁾.

La rappresentazione a media mobile permette di dare una descrizione del comportamento dinamico del sistema in termini di funzioni di risposta impulsiva di ciascuna innovazione rispetto a ciascuna delle variabili componenti il sistema.

Generalmente si suppone che il sistema venga sollecitato da una innovazione di ampiezza pari al suo scarto quadratico medio e si osserva l'effetto di risposta nel tempo delle variabili del sistema.

Una difficoltà nell'interpretare correttamente gli effetti dinamici delle innovazioni deriva dalla possibilità che le innovazioni siano tra loro correlate. Il procedimento di stima porta ad escludere, attraverso la determinazione del numero « ottimale » dei ritardi, la possibilità che le innovazioni siano caratterizzate da funzioni di correlazione incrociata campionaria non nulle per ritardi diversi da zero. Non porta invece ad escludere la possibilità di correlazione tra innovazioni nel caso di contemporaneità. E ciò è implicito nella condizione di identificazione del processo autoregressivo vettoriale (3.8):

$$A(0) = I, \quad E[u_{ht} u_{hs}] = \delta_{ts} V.$$

Il superamento di tale difficoltà interpretativa si può ottenere attraverso la rappresentazione equivalente in termini di condizioni di identificazione: $A(0)$ matrice triangolare; matrice di covarianza degli errori diagonale, per $t = s$, e nulla altrove. Poiché V è semidefinita positiva, esiste una matrice P triangolare e non singolare con gli ele-

⁽¹⁵⁾ Litterman (1979), mostra i risultati di esperimenti Monte Carlo in cui confronta i risultati ottenuti, per piccoli campioni, relativi alle stime di massima verosimiglianza condizionali e non condizionali, riferite ad un processo autoregressivo vettoriale di primo ordine, variando sia le condizioni iniziali che i veri valori dei parametri. In generale, risulta evidente la preferibilità delle stime di massima verosimiglianza condizionali ai valori iniziali, anche se, per piccoli campioni, sembrerebbe preferibile il metodo di massima verosimiglianza non condizionale poiché la funzione di verosimiglianza, includendo i valori iniziali, contiene maggiore informazione.

Vi sono comunque alcuni casi in cui è preferibile l'approccio condizionale di stima. Quando le osservazioni sembrano generate da un processo non stazionario, oppure le osservazioni iniziali sono in una regione con una bassa probabilità assegnata in base alla distribuzione stazionaria del processo implicato dallo stimatore di massima verosimiglianza condizionale. La verosimiglianza non condizionale può essere piú distorta della verosimiglianza condizionale anche quando le osservazioni iniziali sono probabili, se nondimeno sono fissate.

⁽¹⁶⁾ Questi risultati vengono discussi, in ipotesi di stazionarietà, da Anderson (1971), Anderson e Taylor (1979) e Ljung (1976); in ipotesi di non stazionarietà, da Fuller e Hasza (1979), Sims (1978) e Fuller, Hasza e Goebel (1981).

menti della diagonale principale tutti uguali ad uno tale che PVP' è diagonale. Ciò equivale a supporre l'esistenza di un processo vettoriale ortogonale e_t tale che $E[e_t e_t'] = PVP'$. In generale, può essere conveniente determinare la matrice S dalla fattorizzazione di Cholesky della matrice V . In questo caso, se $V = SS'$, si assume implicitamente che il processo e_t sia ortonormale e si dimostra agevolmente che vale la relazione $S = P^{-1}(PVP')^{1/2}$.

La matrice triangolare S è unica, rispetto al metodo di fattorizzazione, qualora si imponga la positività degli elementi della diagonale principale, ma non è unica rispetto al particolare ordinamento causale assunto tra le variabili x_t . Inoltre, poiché $Se_t = u_t$, il modello (3.8), può essere riscritto:

$$(3.10) \quad x_t = B(L) Se_t$$

dove $B(0)S$ è una matrice triangolare. Risulta allora immediato che la scelta di un particolare ordinamento causale avviene nel senso delle catene causali di Wold.

Va ancora sottolineato che, nella forma (3.10), il modello autoregressivo vettoriale viene modificato come se a destra delle equazioni venissero inserite, rispettando l'ordinamento causale ricorsivo prescelto, le variabili esplicative x_t correnti. Equivalentemente, la rappresentazione a media mobile del modello così ottenuto possiede un processo di innovazione vettoriale ortonormale.

Le difficoltà interpretative, con il modello (3.10), non vengono interamente risolte. Anzi, poiché la scomposizione della matrice di covarianza delle innovazioni dipende dall'ordinamento causale, esse sono semplicemente spostate altrove. Vi sono però, a nostro avviso, gli elementi per uscire da questa « impasse ».

Anzitutto, per correlazioni molto basse, la scomposizione dovrebbe risultare robusta rispetto all'ordinamento causale delle variabili. Qualora però, sia per basse che per elevate correlazioni, la scomposizione porti a conclusioni diverse, sembra opportuno assumere la scomposizione che rispetti l'ordinamento risultante dai tests di causalità applicati al modello autoregressivo vettoriale (3.8). Scegliere un'opportuna scomposizione equivale infatti ad assegnare un verso alla causalità istantanea tra le variabili del modello, ma nessun test di causalità può essere per questo d'aiuto⁽¹⁷⁾. Si osservi che anche quando i tests di causalità concludono a favore di relazioni di feedback tra variabili,

(17) Sims (1980) suggerisce, alternativamente, di provare « various triangular orthogonalizations of the innovations... When results are sensitive to the ordering of variables in the orthogonalization, one may make some progress by using a priori hypotheses about the structure. At this final stage one might end up doing something quite similar to estimating overidentified structural models by usual econometric methods ».

Nel caso però in cui la strategia di specificazione del modello proceda attraverso i tests di causalità non sembra molto razionale usare restrizioni a priori sul verso della causalità istantanea in contrapposizione al verso della causalità non istantanea.

le condizioni di identificazione del modello, qualora la matrice di covarianza tra innovazioni sia diagonale ⁽¹⁸⁾, assumono che l'ordinamento tra variabili contemporanee sia ricorsivo.

Le premesse teoriche fin qui svolte permettono una piú adeguata interpretazione dei risultati ottenuti.

Per i tests di causalità bivariati e multivariati si è utilizzato un « Granger type test » per il fatto che risultati analitici (Geweke (1981a, 1981b), Geweke, Meese e Dent (1979)), ottenuti utilizzando come paradigma il criterio di pendenza approssimata introdotto da Bahadur (1960), ed esperimenti di Monte Carlo (Geweke, Meese e Dent (1979), Guilkey e Salemi (1979), Nelson e Schwert (1982)) mostrano che questo tipo di test (per serie temporali stazionarie e gaussiane) fornisce errori di I^a specie accurati, quando è vera l'ipotesi di nullità ed errori accurati di II^a specie quando è falsa. Questi studi di Monte Carlo indicano in modo definitivo la superiorità del « Granger type test » sul test di Sims (1972), il piú largamente utilizzato nelle applicazioni.

Nella Tab. 2 sono riportati i tests di causalità bivariati secondo la procedura « diretta » suggerita da Granger (1969) e apparentemente utilizzata per la prima volta da Sargent (1976), cioè riferita alla stima di equazioni della forma:

$$y_t = \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{t-j} + (\text{trend e costante})$$

$$x_t = \sum_{j=1}^p \gamma_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^q \delta_j y_{t-j} + (\text{trend e costante})$$

dove $p = 4$ e $q = 8$ ⁽¹⁹⁾. Le ragioni della scelta di lag di 8 sulla ipo-

TABELLA 2. - *Tests F e relativi livelli critici riferiti all'ipotesi che tutti i ritardi della variabile di destra indicata siano zero*

Variabile dipendente	PIL	M3	UG	EG
PIL	—	3.014 (0.0064)	1.612 (0.1397)	1.093 (0.3803)
M3	0.363 (0.9358)	—	1.209 (0.3085)	0.741 (0.6550)
UG	2.490 (0.0206)	1.235 (0.2945)	—	2.205 (0.0389)
EG	4.104 (0.0006)	2.813 (0.0100)	2.573 (0.0171)	—

⁽¹⁸⁾ Qualora si assuma che la matrice di covarianza delle innovazioni sia la matrice identica, le condizioni di identificazione del modello permettono la specificazione di una matrice $A(0)$ qualsiasi nella (3.8). Cioè, si può supporre una fattorizzazione rettangolare della matrice semidefinita positiva tale che riproduca, attraverso un'opportuna normalizzazione, la matrice identica.

⁽¹⁹⁾ La determinazione del numero ottimale dei ritardi, sia per i tests bivariati che

tizzata variabile esogena e di 4 sulla variabile endogena sono esposte in Geweke (1978, p. 178). Analogamente a quanto detto per il modello *AR* vettoriale, viene scelta una parametrizzazione finita che concilia il criterio di assenza di distorsione, il quale richiede una generosa parametrizzazione, con la potenza, che necessariamente diminuisce all'aumento dello spazio parametrico.

Le statistiche sui valori residui giustificano una tale scelta, ad esempio, la statistica *Q* di Box e Pierce, calcolata su 24 valori della funzione di autocorrelazione dei residui, ha un livello di significatività che è quasi sempre superiore a 0.9, ed il più piccolo non scende al di sotto di 0.7. Per ogni test bivariato, l'ipotesi che i residui possano essere realizzazioni di processi puramente casuali (quindi serialmente incorrelati) viene sempre accettata.

Nella Tab. 3 sono invece riportati i tests di causalità multivariati, utilizzando il modello *AR* vettoriale (3.9) con $h = 4$. In questo caso, il numero di ritardi è stato scelto in contrapposizione ad $h = 8$, calcolando il test rapporto di massima verosimiglianza, per verificare l'ipotesi che, congiuntamente per tutte le quattro equazioni, gli ultimi quattro ritardi abbiano coefficienti non significativamente diversi da zero. Il risultante valore del test $\chi^2(64) = 52.51$ ha un livello di significatività pari a 0.85 che induce ad accettare l'ipotesi di nullità. Seguendo il suggerimento di Sims (1980) il test è stato corretto per i gradi di libertà.

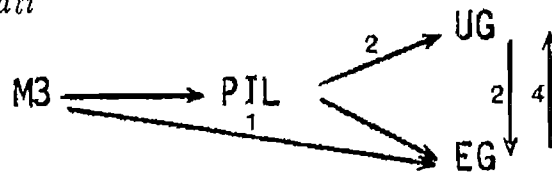
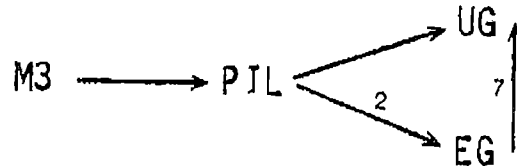
TABELLA 3. - *Tests F e relativi livelli critici riferiti all'ipotesi che tutti i ritardi delle variabili di destra indicate siano zero*

Variabile dipendente	PIL	M3	UG	EG
PIL	16.530 (*)	3.717 (0.0089)	0.741 (0.5679)	1.503 (0.2122)
M3	0.666 (0.6181)	43.149 (*)	1.951 (0.1132)	1.212 (0.3148)
UG	4.309 (0.0039)	1.148 (0.3426)	1.793 (0.1416)	2.260 (0.0727)
EG	3.257 (0.0173)	0.488 (0.7444)	1.237 (0.3047)	0.362 (0.8347)

(*) Livello di significatività inferiore a 0.001.

Il confronto tra le due tabelle porta a considerazioni di un certo interesse. Le direzioni di causalità possono essere così schematizzate:

per i multivariati, non è stato ottenuto con una particolare procedura o utilizzando criteri formali di selezione dell'ordine del modello (FPE, AIC, BIC, ecc.), ma seguendo i suggerimenti di autori quali Geweke, Sargent e Sims. Poiché i risultati dei tests hanno confortato le scelte effettuate non si è ritenuto opportuno approfondire in questa sede ulteriormente questo particolare aspetto del problema.

SCHEMA 1. - *Relazioni causali tra le variabili sulla base dei tests di causalità bivariati*SCHEMA 2. - *Relazioni causali tra le variabili sulla base dei tests di causalità multivariati*

Negli schemi le frecce indicano la direzione di causalità; accanto ad esse è riportato, in percentuale, il livello di significatività che misura il grado di incertezza con cui si afferma l'esistenza o meno della relazione di causalità. Più elevato è tale livello e maggiormente si è indotti verso la conclusione di assenza di causalità tra le variabili. Questo modo di riportare il livello di significatività lascia impregiudicato un giudizio in termini soggettivi poiché si evita di fissare a priori la probabilità dell'errore di prima specie. Si noti, comunque, che se tale probabilità fosse fissata, come generalmente avviene, al 5%, tutte le relazioni di causalità del primo schema sarebbero accettate, mentre verrebbe esclusa la direzione di causalità $EG \rightarrow UG$ relativa al secondo schema. Dove non compare alcun numero di livello, significa che esso assume un valore inferiore all'uno per mille, tale cioè da poter escludere, in generale, un giudizio soggettivo di rifiuto della relazione di causalità. Per contro, non sono state riportate le relazioni di causalità il cui livello di significatività, supera il 10%, ritenendo con ciò che sia, in generale, da escludere un giudizio soggettivo di accettazione del nesso di causalità tra le variabili.

Dal confronto tra i due schemi risulta evidente:

- a) la loro coerenza, nel senso che, passando dal 1° al 2° schema, nessuna direzione di causalità viene invertita;
- b) la presenza di causalità spuria nello schema bivariato da $M3$ a EG ;
- c) la scomparsa nello schema 2 della relazione di feedback tra EG ed UG , presente nello schema 1, e, più in generale, l'attenuazione della relazione di causalità tra le due variabili.

Al di là del confronto tra i due schemi, il secondo permette di trarre alcune conclusioni di rilievo. Esso infatti suggerisce una rappresentazione di tipo causalmente ricorsivo tra le variabili prese in

considerazione: se si procede all'ortogonalizzazione delle innovazioni secondo l'ordinamento suggerito dallo schema 2, la matrice $A(L)$ del modello (3.8) può essere scritta in forma triangolare (superiore), cosicché lo stesso modello (3.8) può scriversi:

$$(3.12) \quad \begin{bmatrix} 1 & a_{12}(L) & a_{13}(0) & a_{14}(0) \\ 0 & 1 & a_{23}(0) & a_{24}(0) \\ 0 & 0 & 1 & a_{33}(L) \\ 0 & 0 & 0 & a_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} UG_t \\ EG_t \\ PIL_t \\ M3_t \end{bmatrix} = u_{ht}$$

dove la forma dei polinomi $a_{ij}(L)$ è coerente con i risultati empirici ottenuti nella Tab. 3.

Si noti che la ricorsività nel modello (3.12) non è definita sulla matrice $A(0)$, ma sulla matrice $A(L)$, implicando l'esclusione di qualsiasi relazione di feedback tra le variabili anche in termini intertemporali.

Il modello (3.12) può rispondere agli interrogativi posti all'inizio nel formulare i modelli (3.1) e (3.2), ma ancor prima, mette in discussione la loro corretta specificazione. Mentre infatti il modello (3.1) è coerente con i risultati empirici, qualora ci si limiti a considerare una equazione con le sole due variabili m_t e y_t , non così si può dire per il modello (3.2), qualora il vettore aggiunto di variabili esogene z_t sia costituito dalle variabili EG_t e UG_t . Queste ultime sono, infatti, variabili endogene e non esogene al sistema ed il loro inserimento a destra dell'equazione (3.2) è privo di significato, o se si vuole, non è coerente con i risultati ottenuti dai tests di causalità.

Qualora si voglia mantenere l'equazione (3.2) nel sistema, facendo prevalere l'a priori teorico sui risultati empirici, si dovrebbero ottenere stime dei coefficienti delle variabili EG_t e UG_t non significativamente diversi da zero. I coefficienti di $M3_t$ nell'equazione così ottenuta sono effettivamente dei moltiplicatori dinamici e l'equazione può essere intesa come forma finale di PIL_t rispetto a $M3_t$.

La Tab. 4 descrive i risultati dei tests di causalità congiunta a blocchi di variabili, basati sulla distribuzione asintotica del logaritmo del rapporto di massima verosimiglianza:

$$-2 \ln L(\omega) / L(\Omega) \xrightarrow{\mathcal{D}} \chi_q^2$$

dove $L(\Omega)$ è il massimo della funzione di verosimiglianza non vincolata e $L(\omega)$ è il massimo della funzione di verosimiglianza vincolata da q vincoli impliciti nell'ipotesi di nullità che il modello (3.9) possa essere scritto in un'opportuna forma del tipo (3.3). Sono state sottoposte a test due ipotesi: a) che siano esogene al sistema congiuntamente le variabili $M3$, UG ed EG ; b) che sia esogena al sistema la variabile $M3$.

I valori di significatività riportati dalla Tab. 4 portano a rifiutare l'ipotesi di esogeneità nel caso a) e ad accettarla nel caso b). Quindi l'endogeneità di *UG* ed *EG* viene confermata anche da questa ulteriore verifica.

TABELLA 4. - *Tests di causalità per blocchi di variabili*

Variabili	
M3	41.5496
UG	(*)
EG	
M3	15.7985 (0.2006)

(*) Livello di significatività inferiore a 0.001.

Nella Tab. 5 sono riportate le correlazioni tra le innovazioni e nella Tab. 6 i valori numerici della funzione di risposta impulsiva ottenuta sollecitando il sistema con uno shock in *M3* di ampiezza pari all'errore standard dell'innovazione medesima. Qui non vengono riportate le tabelle relative ad analoghe sollecitazioni per le altre variabili ritenendole di minore interesse.

TABELLA 5. - *Matrice di correlazione delle innovazioni*

	PIL	M3	UG	EG
PIL	1.	0.2157	0.2163	0.358
M3		1.	.4143	0.089
UG			1.	0.334
EG				1.

Si osservi come l'incremento (pari all'errore standard) di circa l'1% sia persistente in *M3*, anzi porti ad incrementi ancora più elevati per i trimestri successivi, avendo un andamento leggermente oscillante attorno al valore dello « steady state » 1.18. La risposta impulsiva del *PIL* ha invece una crescita più lenta cosicché se lo shock monetario tende, dopo il primo anno, a decrescere negli effetti sulla stessa variabile monetaria, continua invece a crescere ancora per un anno negli effetti prodotti sul *PIL* e, nel lungo periodo, sopravanzano quelli su *M3* fornendo un indizio di effetti anche sull'output reale. Il ritardo manifestato dagli effetti dello shock monetario sul *PIL* confermerebbe le tesi di alcuni monetaristi⁽²⁰⁾ sulla difficoltà di utilizzare la politica monetaria a scopi di stabilizzazione ciclica. Infatti tale ampio ritardo rende più problematica la determinazione di una

(20) Si veda Friedman (1968).

TABELLA 6. - *Funzione di risposta impulsiva*RISPOSTA AD UNA INNOVAZIONE IN M3 DI AMPIEZZA
PARI AL SUO ERRORE STANDARD

Periodi futuri	PIL	M3	UG	EG
1	0.31	0.99	2.86	0.51
2	0.62	0.99	1.32	0.00
3	0.75	1.20	1.09	0.95
4	1.04	1.30	1.02	1.78
5	1.40	1.30	1.21	0.72
6	1.52	1.24	1.00	1.71
7	1.60	1.22	1.19	1.95
8	1.69	1.18	2.15	2.23
9	1.67	1.10	2.00	2.37
10	1.60	1.08	2.25	2.85
11	1.54	1.05	2.57	2.84
12	1.46	1.04	2.53	2.75
24	1.44	1.17	2.03	2.45
36	1.39	1.18	2.07	2.47
48	1.39	1.18	2.11	2.51

manovra i cui effetti, non essendo immediati, rendono meno attendibile la previsione del periodo o dei periodi di efficacia. Questo risultato, seguendo ancora la logica monetarista, potrebbe indurre a ritenere preferibile una politica di tasso costante di crescita dello stock di moneta (regola di tipo open-loop) piuttosto che regole di feedback (closed-loop) ⁽²¹⁾.

Ritornando alla Tab. 6 si noti che gli effetti su *UG* ed *EG* (attraverso *PIL*) sono simili se si eccettua l'immediatezza ove esiste una maggiore ampiezza nella risposta di *UG*.

Infine nella Tab. 7 è riportata la scomposizione della varianza degli errori di previsione. L'ordinamento delle variabili per l'ortogonalizzazione delle innovazioni è ancora quello suggerito dai tests di causalità.

I risultati ottenuti confermano l'esogeneità di *M3* e l'endogeneità delle altre variabili *PIL*, *EG* ed *UG*. Infatti solo per *M3* la percentuale di varianza spiegata nel lungo periodo è in massima parte attribuibile alle proprie innovazioni (3ª colonna della Tab. 7). Si osservi la tendenza ad evidenziare una relazione di feedback sia per *M3* che per *PIL*, con le variabili di spesa pubblica nel lungo periodo, relazione

⁽²¹⁾ Si veda Calliari, Carraro, Sartore (1983).

TABELLA 7. - *Scomposizione della varianza degli errori di previsione*

PERCENTUALE DELLA VARIANZA DELL'ERRORE DI PREVISIONE
SPIEGATA DALLE INNOVAZIONI ORTOGONALIZZATE
SECONDO L'ORDINAMENTO INDICATO IN COLONNA

Errori di previsione	Periodi futuri	Errori standard	M3	PIL	UG	EG
M3	1	0.0099	100.00	0.	0.	0.
	2	0.0141	97.98	0.27	1.18	0.57
	3	0.0191	92.30	0.89	3.71	3.10
	4	0.0238	89.93	0.70	5.06	4.31
	8	0.0374	80.48	0.55	11.29	7.68
	12	0.0459	75.01	0.41	13.19	11.39
	24	0.0684	68.83	0.35	13.71	17.11
	48	0.0996	65.98	0.27	14.25	19.50
PIL	1	0.0143	4.65	93.35	0.	0.
	2	0.0188	13.50	86.49	0.00	0.01
	3	0.0212	23.15	74.10	1.07	1.68
	4	0.0248	34.55	56.36	1.77	7.32
	8	0.0444	59.84	18.65	6.66	14.85
	12	0.0589	62.47	11.51	10.50	15.52
	24	0.0830	62.71	5.88	12.74	18.67
	48	0.1195	63.12	2.97	13.77	20.14
UG	1	0.0691	17.16	1.69	81.15	0.
	2	0.0727	18.82	5.15	73.98	2.05
	3	0.0744	20.13	5.21	71.65	3.01
	4	0.0800	19.02	4.86	65.40	10.72
	8	0.0908	25.12	8.70	52.53	13.65
	12	0.1078	36.87	6.74	40.02	16.37
	24	0.1418	47.80	4.33	29.78	18.09
	48	0.1919	54.96	2.49	22.87	19.68
EG	1	0.0578	0.78	12.05	7.86	79.31
	2	0.0598	0.73	17.50	7.54	74.23
	3	0.0618	3.02	17.58	9.87	69.53
	4	0.0651	10.21	17.74	9.29	62.76
	8	0.0796	26.13	18.85	8.92	46.10
	12	0.1036	42.84	11.61	9.85	35.69
	24	0.1497	53.68	5.83	12.78	27.71
	48	0.2148	58.76	2.96	13.71	24.57

che persiste anche nella Tab. 7, dato l'ordinamento causale assunto. In queste ultime, l'errore di previsione della spesa pubblica è maggiormente spiegato, nel lungo andare, dalla variabile $M3$ invece che dal PIL come presupponevano i tests di causalità. Ciò è dovuto al fatto che $M3$ assume il ruolo di variabile esogena per PIL e quindi, attraverso PIL , dell'intero sistema. La dipendenza del sistema da $M3$ è accentuata dal particolare ordinamento assunto nella triangolarizzazione delle innovazioni che vede la correlazione contemporanea tra $M3$ e PIL interamente assegnata a $M3$.

Prima di concludere il paragrafo è necessaria una osservazione circa le variabili di politica fiscale utilizzate (EG e UG). Per aderire il più possibile al modello reddito-spesa standard, sarebbe stato necessario utilizzare, come misure della politica fiscale, uscite ed entrate di « pieno impiego » allo scopo di ridurre la distorsione dovuta all'effetto del livello dell'attività economica sulle uscite ed entrate correnti della Pubblica Amministrazione (Carlson (1971, 1976)), cioè una misura che riflette in modo preponderante le variazioni discrezionali nella politica fiscale, e risulti quindi una misura migliore dell'effetto sull'economia rispetto al surplus o deficit corrente. Infatti, nel modello reddito-spesa, l'acquisto di beni e servizi più i trasferimenti sono considerati lo stimolo fiscale diretto alla domanda aggregata in termini nominali. Di conseguenza, un aumento di questa misura rappresenta un aumento dell'influenza della P.A. sulla domanda aggregata nominale e quindi sul reddito nominale. Alternativamente, il surplus o il deficit di pieno impiego catturano l'*influenza netta* di entrate e uscite della P.A. dovute a variazioni di comportamento nell'acquisto di beni e servizi e dei tassi di imposizione fiscale. La costruzione, tuttavia, di una misura di surplus o deficit di pieno impiego richiede una stima del livello di output, della distribuzione del reddito (reddito personale, salari e profitti) e dei tassi di imposizione fiscale che si avrebbero se il tasso di disoccupazione fosse ad un x per cento (ad es. per gli U.S.A. il 3.8 per cento). È nostra opinione che per l'Italia non esistano le informazioni statistiche necessarie per la costruzione di misure di « pieno impiego » della politica fiscale.

4. *Tecniche di stima utilizzate*

Le procedure statistiche utilizzare nella costruzione di un modello devono essere scelte con cura in quanto le strutture dei ritardi sono cruciali per la dinamica del modello evitando l'uso di tecniche di stima non ottimali ⁽²²⁾. Il problema consiste nello stabilire quale

⁽²²⁾ Qui si intende stimare il modello nella forma strutturale a ritardi distribuiti razionali, cioè nella rappresentazione più generale per un processo stocastico multivariato

stimatore dei ritardi distribuiti approssima meglio la vera struttura dei ritardi. Pierce e Mason (1978), Zellner e Palm (1974), Wallis (1977) hanno mostrato che quando un modello dinamico ad equazioni simultanee è ridotto ad un sistema di equazioni che esprimono i valori correnti delle variabili endogene in funzione delle sole variabili esogene, il modello diventa un sistema di equazioni a ritardi distribuiti razionali o funzioni di trasferimento. Questo suggerisce che in assenza di conoscenza a priori circa la distribuzione dei ritardi, le strutture dei ritardi sono meglio stimate con le funzioni di trasferimento. Al giorno d'oggi vi sono sempre più dubbi tra gli economisti e gli econometrici circa la possibilità da parte della teoria economica, tranne in rari casi, di suggerire particolari strutture di ritardi e i dubbi sono ancora più forti per quanto riguarda la struttura dei termini di errore, che presumibilmente rappresentano la parte della variabile dipendente che la teoria è incapace di spiegare. Una posizione corretta è quella di lasciare alla teoria economica la scelta delle variabili rilevanti e ai metodi della analisi delle serie temporali la specificazione della parte dinamica (ritardi distribuiti) e della parte stocastica (termini di errore).

Per le stime delle equazioni del modello si usano tecniche econometriche tradizionali, rinviando ad uno studio successivo la stima con tecniche ottimali, e si utilizzano le possibilità offerte da recenti progressi nel software econometrico che permette la stima di equazioni lineari nei parametri con ognuna delle seguenti specificazioni o di una loro combinazione:

- (i) qualsiasi numero di restrizioni stocastiche e/o restrizioni a priori (*esatte*) sui coefficienti (inclusi i ritardi distribuiti polinomiali e di Shiller);
- (ii) variabili strumentali;
- (iii) processo *AR* nei residui di qualsiasi ordine ⁽²³⁾.

Tutte le restrizioni sono imposte aumentando in modo appropriato la matrice $X'X$ (Durbin (1953); Theil-Goldberger (1961); Goldberger (1964); Theil (1971); Swamy e Mehta (1969), Suzuki (1964)) definita nel modello:

$$(4.1) \quad y = X\beta + \varepsilon, \quad E(\varepsilon\varepsilon') = \sigma^2 I_{T \times T} \quad E(X'\varepsilon) = 0$$

dove

y è un vettore $T \times 1$ di osservazioni sulla variabile dipendente;

lineare e stazionario. Compresi in questa rappresentazione sono due casi speciali: la forma strutturale a ritardi distribuiti polinomiali e il modello di serie temporali multiple. Si veda Wall (1976).

⁽²³⁾ Sono disponibili nuove possibilità quale la stima simultanea di modelli multi-equazionali con le opzioni correntemente disponibili per le stime uniequazionali, includendo restrizioni esatte o stocastiche fra le equazioni o fra blocchi di equazioni.

X è una matrice $T \times k$ di osservazioni sulle k variabili indipendenti;

β è un vettore $k \times 1$ di parametri;

ε è un vettore $T \times 1$ di termini di errore;

attraverso le restrizioni stocastiche:

$$(4.2) \quad r = R_d \beta + v, \quad E(v) = 0 \quad E(vv') = V_0$$

dove

R_d è una matrice (nota) $q \times k$ di rango q ;

r è un vettore $q \times 1$;

v è un vettore $q \times 1$;

V_0 è una matrice di varianza-covarianza non singolare (nota) e si ipotizza $E(\varepsilon v) = 0$.

Lo stimatore lineare ottimale $\hat{\beta}_M$ è quindi:

$$(4.3) \quad \hat{\beta}_M = (X'X + \hat{\sigma}^2 R_d' V_0^{-1} R_d)^{-1} (X'y + \hat{\sigma}^2 R_d' V_0^{-1} r)$$

dove

$\hat{\sigma}^2$ è una stima di σ^2 ottenuta da:

$$(4.4) \quad \widehat{Var}(\hat{\beta}_M) = \hat{\sigma}^2 (X'X + \hat{\sigma}^2 R_d' V_0^{-1} R_d)^{-1}.$$

Le restrizioni possono essere di qualsiasi forma sotto il vincolo della linearità. Sono possibili ad esempio, come sottocasi delle restrizioni a priori, le seguenti tecniche:

1) *Restrizioni lineari indipendenti* sui parametri:

$$E(vv') = V_0 = \sigma_i^2 I_{q \times q} \quad i = 1, 2, \dots, q.$$

In questo caso devono essere fornite una stima della varianza della i -esima restrizione, σ_i^2 , oppure una stima di $k_i = \sigma^2 / \sigma_i^2$, cioè una misura della precisione a priori della i -esima restrizione. Siccome $k_i \rightarrow \infty$ implica che l' i -esima restrizione sia esatta, questo caso è equivalente all'assenza di informazione sulla matrice di varianza-covarianza V_0 .

Sono quindi possibili, ad esempio, le seguenti restrizioni esatte:

- a) vincolare un coefficiente ad una costante;
- b) vincolare la somma di un ritardo distribuito ad una costante;
- c) vincolare la somma dei coefficienti di più variabili o più ritardi distribuiti ad una costante.

2) *Stima di ritardi distribuiti finiti*: supponiamo che il modello sia della forma:

$$(4.5) \quad y_t = \sum_{i=0}^m \beta_i X_{t-i} + \eta_t \quad t = n+1, \dots, T.$$

dove n è la lunghezza (nota) del ritardo, β_i sono i pesi (non noti) fissi, η_t sono i residui $NID(0, \sigma_t^2)$.

Il problema è quello di stimare i pesi β_i date $t-n$ osservazioni di y_t e la matrice X dei valori correnti e ritardati di X_{t-n} di dimensioni $(T-n) \times (n+1)$. A causa dei profili erratici delle distribuzioni dei ritardi ottenute con lo stimatore *OLS* sono state suggerite varie parametrizzazioni per la struttura dei ritardi, ad esempio, la funzione a V invertita (de Leuw (1962)), la specificazione che i pesi declinano geometricamente (Fisher (1937)), il vincolo che i pesi β_i stiano su un polinomio di un dato grado con coefficienti non noti (Almon (1963)). Questi schemi sono noti come « *specificazioni parametriche forti* » (Maddala (1974)) in quanto vincolano rigidamente la forma delle strutture dei ritardi stimate. Spesso queste forme hanno scarso fondamento teorico⁽²⁴⁾ e si riducono a poco più di un metodo per ridurre il numero dei parametri da stimare attenuando così i possibili effetti della multicollinearità.

Shiller (1973) suggerisce una specificazione parametrica per (4.5) molto più debole in quanto al posto della forma è specificato il grado di « smoothness » della struttura dei ritardi. È opportuno notare che questa parametrizzazione è probabilmente la più vicina al tipo di informazione a priori disponibile al ricercatore.

In questo studio i ritardi distribuiti sono stimati utilizzando lo stimatore di Shiller (1973). Le ipotesi a priori circa il grado di « smoothness » sono scritte come differenze di ordine $d+1$ dei parametri β_i :

$$(4.6) \quad \mu = R_d \beta$$

dove la distribuzione a priori del vettore μ di ordine $(n-d) \times 1$ data σ^2 è $N(0, (\sigma^2/k^2) I_{n-d})$, k è un parametro specificato in base all'informazione a priori, β è il vettore $(n+1) \times 1$ dei coefficienti (stocastici) e R_d è una matrice $(n-d) \times (n+1)$ di differenze non stocastiche di rango $n-d$.

Per specificare l'informazione a priori (4.6) Shiller usa l'approccio bayesiano ma, come ha mostrato Taylor (1974), la stessa informazione può essere imposta con lo stimatore « mixed » di Theil-Goldberger il quale fornisce l'equivalente nella teoria classica dello stimatore bayesiano di Shiller. Infatti la (4.6) può essere espressa in forma di restrizioni lineari stocastiche:

$$(4.7) \quad r = R_d \beta + v$$

dove R_d è già stata definita, β è un vettore $(n+1) \times 1$ di coefficienti fissi (incogniti), e r e v sono vettori casuali $(n-d) \times 1$ che godono delle proprietà:

$$Er = E v = 0, \quad E(vv') = (\sigma^2/k^2) I_{n-d}, \quad E(v\epsilon') = 0.$$

Combinando (4.5) e (4.7) lo stimatore « mixed » risultante è:

$$(4.8) \quad \widehat{\beta}_M = (X'X + k^2 R_d' R_d)^{-1} (X'y + k^2 R_d' r).$$

⁽²⁴⁾ Si veda Griliches (1967) e Sims (1970; 1974).

È immediato vedere che β_M è algebricamente equivalente allo stimatore di Shiller. La formulazione dello stimatore di Shiller come « mixed estimator » è molto utile per due motivi.

Primo, viene manifestata pienamente la parametrizzazione più debole implicita nella ipotesi a priori (4.7). Infatti, come $k^2 \rightarrow 0$, $\widehat{\beta}_M$ tende allo stimatore *OLS*, $\widehat{\beta} = (X'X)^{-1} X'y$. Invece quando $k^2 \rightarrow \infty$, $\widehat{\beta}_M$ tende allo stimatore di Almon,

$$\widehat{\beta}_A = \widehat{\beta} - (X'X)^{-1} R_d' [R_d (X'X)^{-1} R_d']^{-1} R_d \beta,$$

dove i pesi sono vincolati a stare su un polinomio di grado d . La stima *OLS* di β , $\widehat{\beta}$, coincide quindi con l'ipotesi che sia possibile qualsiasi struttura dei ritardi mentre lo stimatore di Almon implica l'ipotesi a priori che la struttura dei ritardi sia di forma polinomiale. L'ipotesi a priori di « smoothness » di grado d di Shiller è un caso intermedio, dove k^2 rappresenta il grado in cui le ipotesi a priori permettono di modificare le stime *OLS*.

Secondo, lo stimatore « mixed » fornisce il riferimento in termini di teoria classica per valutare la stima di $\widehat{\beta}_M$.

Se l'informazione a priori stocastica (4.7) non è distorta, $\widehat{\beta}_M$ è il miglior stimatore lineare non distorto di β . Se l'informazione a priori è distorta in quanto $Er = 0$, allora $\widehat{\beta}_M$ è pure distorto e la distorsione deriva dalla specificazione non corretta del grado di « smoothness » propria della vera struttura dei ritardi.

5. Le stime dei parametri

Per stimare i parametri del modello sono stati utilizzati dati trimestrali per il periodo 1960.1-1980.4 e per ogni equazione è riportato il periodo di stima. Per i dati utilizzati e le fonti statistiche vedi Appendice A.

(1) Equazione della spesa nominale (Y):

$$(1-L) \log Y = \underset{(4.90)}{-4.4812} + \sum_{i=0}^6 m_i (1-L) \log M_{-i} + \sum_{i=1}^5 g_i (1-L) \log$$

$$(UG-EG)_{-i} + \underset{(.031)}{.1139^*} (1-L) \log XC + \underset{(1.31)}{3.372^*} DS$$

m_0	.2277 (.120)	g_0	.0
m_1	.1978 (.071)	g_1	.0191 (.017)
m_2	.1671 (.051)	g_2	.0356 (.023)
m_3	.1357 (.057)	g_3	.0407 (.024)
m_4	.1033 (.049)	g_4	.0296 (.017)

$$\begin{array}{ll}
 m_5 & .0699 (.042) & g_5 & .0133 (.011) \\
 m_6 & .0354 (.033) & g_6 & .0 \\
 m_7 & .0 & & \\
 m_i & = .9369 (.241) & g_i & = .148 (.081)
 \end{array}$$

$$R^2 = .620; \quad S.E. = 5.135; \quad D.W. = 1.823; \quad rho1 = .253 (.113).$$

Campione: 1962.1-1980.4.

Equazione della spesa nominale (1): I risultati della stima mostrano che l'effetto cumulato del tasso di crescita dello stock di moneta non è significativamente diverso dall'unità al livello dell'1% e che l'effetto cumulato della variabile fiscale non è statisticamente diverso da zero. La crescita dello stock di moneta ha una influenza significativa e sostenuta sulla crescita del reddito nominale; l'azione fiscale, misurata dalla differenza tra entrate e uscite di parte corrente dell'Amministrazione Centrale, no. L'effetto della crescita dello stock di moneta sulla crescita del *PIL* nominale è piuttosto rapido: il 60% dell'effetto di una variazione nella crescita dello stock di moneta è concentrato nei primi tre trimestri ed il restante 40% negli ultimi quattro. Le esportazioni influenzano significativamente il reddito nominale.

I risultati ottenuti mostrano che la politica fiscale non accompagnata da una politica monetaria accomodante, cioè finanziata con tasse o prestiti dal pubblico, « spiazza » la spesa privata, con un effetto netto ridotto, se presente, sulla spesa totale.

(2) *Equazione dei prezzi (P):*

$$(1-L) \log P = -8.2638 + \sum_{i=0}^{15} n_i (1-L) \log M_{-i} - 32.057^* G \quad (3.16) \quad (14.56)$$

$$+ \sum_{i=0}^7 z_i (1-L) \log (POIL/P)_{-i}$$

n_1	.1170 (.075)	n_9	.0926 (.027)	z_1	.0061 (.007)
n_2	.1142 (.051)	n_{10}	.0876 (.028)	z_2	.0121 (.005)
n_3	.1113 (.036)	n_{11}	.0808 (.029)	z_3	.0156 (.042)
n_4	.1084 (.028)	n_{12}	.0715 (.027)	z_4	.0165 (.043)
n_5	.1055 (.026)	n_{13}	.0591 (.024)	z_5	.0151 (.044)
n_6	.1026 (.026)	n_{14}	.0431 (.021)	z_6	.0116 (.004)
n_7	.0996 (.027)	n_{15}	.0235 (.014)	z_7	.0065 (.002)
n_8	.0965 (.028)	n_{16}	.0	z_8	.0

$$n_i = 1.113 (.135) \quad z_i = .083 (.017)$$

$$R^2 = .763; \quad S.E. = 2.87; \quad D.W. = 2.024; \quad rho1 = .226 (.102).$$

Campione: 1963.02-1980.4.

Equazione dei prezzi (2): L'equazione spiega l'inflazione principalmente come il risultato dei tassi di crescita correnti e passati dello stock di moneta e il ritardo tra tasso di crescita dello stock di moneta e tasso di inflazione è piuttosto lungo (circa 4 anni). Oltre al tasso di crescita dello stock di moneta nell'equazione compaiono altre variabili statisticamente significative: prezzi relativi dell'energia per tener conto degli « shocks » da offerta e una misura del grado di « slack » dell'economia. La somma dei coefficienti del tasso di crescita dello stock di moneta non è significativamente diversa da 1, come ci si aspetta dalla teoria economica.

(3) *Tasso di disoccupazione (UR)*:

$$UR = 2.3261 + \sum_{i=0}^7 w_i G_{-i} + .04718* TTREND$$

(.519)	(.006)
w_0 1.693 (.860)	w_5 1.607 (.568)
w_1 1.936 (.640)	w_6 1.201 (.461)
w_2 2.048 (.567)	w_7 .6654 (.273)
w_3 2.031 (.585)	w_8 .0
w_4 1.884 (.602)	$w_{i=}$ 13.065 (3.61)

$R^2 = .933$; $S.E. = .282$; $D.W. = 1.813$; $rho1 = .742$ (.077).

Campione: 1962.03-1980.4.

Equazione del tasso di disoccupazione (3): Il tasso di disoccupazione è messo in relazione con il « vuoto » di output in termini reali come percentuale dell'output reale di pieno impiego e di un trend temporale. L'equazione mostra la sensibilità della disoccupazione all'andamento ciclico dell'economia. La costante nell'equazione rappresenta il livello di disoccupazione nonciclico (frizionale e strutturale) che si avrebbe nel caso di eliminazione del « vuoto » di output. Dati questi risultati appare evidente la possibilità di influenzare la disoccupazione, ad esempio, con una politica monetaria anticiclica.

Tassi di interesse: Nel modello di St. Louis originale i tassi di interesse non entrano esplicitamente nel meccanismo di trasmissione da stock di moneta a reddito e prezzi ma l'equazione del tasso di interesse a lungo termine ha un ruolo cruciale in quanto fornisce l'informazione necessaria per calcolare una misura delle aspettative di inflazione. Nella versione per l'Italia le aspettative di inflazione sono ottenute esternamente con un modello *AR* vettoriale (che comprende nel vettore di variabili stock di moneta, tasso di interesse, un indice dell'attività economica, prezzi, ecc.) a coefficienti variabili. Quindi le equazioni

dei tassi di interesse non sono strettamente necessarie per stimare output e disoccupazione ma ragioni di completezza ci inducono ad inserirle ugualmente. È però opportuno osservare che il quadro di riferimento delle due equazioni non è omogeneo.

(4) *Tasso di interesse a lungo termine (RL):*

$$RL = 4.4475 + .8760 * p^e + \sum_{i=0}^3 u_i (1-L) \log M$$

(.563) (.057)

$$u_0 = -.0598 \quad (.0109)$$

$$u_1 = -.0442 \quad (.0088)$$

$$u_2 = -.0029 \quad (.0105)$$

$$u_3 = -.0142 \quad (.0080)$$

$$u_4 = .0$$

$$u_i = -.1471 \quad (.0291)$$

$$R^2 = .982; \quad S.E. = .4111; \quad D.W. = 1.9461; \quad rho_1 = .4574 \quad (.1297).$$

Campione: 1963.02-1980.4.

Equazione del tasso di interesse a lungo termine (4): L'equazione stimata ha come variabili esplicative le aspettative di inflazione, che spiegano una proporzione rilevante del tasso nominale, e il tasso di crescita dello stock di moneta. L'equazione è, in generale, coerente con l'opinione monetarista (Friedman (1968), p. 6; Fand (1970), pp. 279-283) circa il processo a tre stadi che l'effetto di una variazione dello stock di moneta ha sui tassi di interesse nominali: a) effetto di liquidità *temporaneo*; b) effetto positivo sul reddito che a sua volta ha una influenza positiva sul tasso di interesse nominale; c) effetto sul tasso di variazione dei prezzi che ha pure un effetto positivo. Quindi variazioni nei tassi di interesse sono il risultato di un processo di aggiustamento piuttosto che un « link » cruciale nel processo di trasmissione come nel modello keynesiano e possono essere in relazione positiva piuttosto che negativa con variazioni nello stock di moneta. Nell'equazione stimata appare direttamente solo l'effetto di liquidità mentre gli effetti b) e c) sono incorporati nelle aspettative di inflazione generate dal modello *AR* vettoriale che comprende tra le variabili reddito e prezzi.

(5) *Tasso di interesse a breve termine (RS):*

$$RS = 1.1714 + .55379 * p^e + .02217 * DOLL - 2.0192 * UR$$

(2.689) (.048) (.004) (.552)

$$R^2 = .927; \quad S.E. = 1.1075; \quad D.W. = 1.9024; \quad rho_1 = .3656 \quad (.151).$$

Campione: 1972.01-1980.4.

Equazione del tasso di interesse a breve termine (5): Il tasso di interesse a breve termine è quello sui BOT a 3 mesi, che per il periodo 1973-1980 è ritenuto come il tasso « chiave » della struttura dei tassi ed è esplicitamente considerato dall'autorità monetaria come uno strumento. Tra le variabili a destra compaiono alcuni obiettivi di stabilizzazione macroeconomica dell'autorità monetaria. Quindi l'equazione è da interpretare come una funzione di reazione in cui il tasso sui BOT a 3 mesi è usato come misura dell'azione politica economica. Più elevate sono le aspettative di inflazione (p^e), il tasso di cambio lira/dollaro (*DOLL*) e il tasso di disoccupazione (*UR*), più elevato è il livello di disutilità. I segni ottenuti nella stima dei coefficienti sono coerenti con i pesi nella funzione di utilità dell'autorità monetaria: un aumento nel tasso sui BOT dovrebbe aumentare il tasso di disoccupazione e diminuire le aspettative di inflazione e il tasso di cambio ⁽²⁵⁾.

6. *Validazione del modello: simulazioni statiche e dinamiche e comparazione delle capacità previsive del modello e dei modelli ARIMA delle variabili endogene*

Lo scopo principale di questo modello è quello di servire per la valutazione di politiche alternative di stabilizzazione ciclica e non quello di fornire previsioni a breve termine, però nonostante questo, è necessario che soddisfi un certo grado di accuratezza perché sia credibile. Il potere esplicativo delle singole equazioni, valutato in base agli standards convenzionali, è piuttosto buono ma non vi è alcuna garanzia che il modello sia ugualmente soddisfacente quando tutte le equazioni sono considerate globalmente, in quanto vi sono delle interdipendenze tra le variabili. Per valutare la qualità del modello come un tutto si è effettuata una serie di simulazioni deterministiche ex-post (ignorando cioè la parte stocastica delle equazioni) statiche e dinamiche, sul periodo 1972.1-1980.4 (*simulazioni storiche*). Queste simulazioni rappresentano un test delle interazioni presenti nel modello anche se dicono piuttosto poco sulle sue capacità previsive ex-ante. I risultati sono riportati nella tab. 8 (*simulazione statica*) e nella tab. 9 (*simulazione dinamica*) in cui si riporta una serie di statistiche di capacità

⁽²⁵⁾ Per la derivazione formale della funzione di reazione da un processo di ottimizzazione di un modello statico o con soluzioni « open-loop » del problema di controllo si veda Theil (1964), Wood (1967) e Friedlander (1973). L'equazione del tasso di interesse a breve, nel modello qui stimato, va interpretata come una approssimazione della funzione di reazione ottimale che può essere derivata risolvendo in modo esplicito il problema di ottimizzazione intertemporale con cui l'autorità monetaria determina la sua politica ottimale in funzione dei « targets » sotto il vincolo della struttura del sistema economico. Si veda Carraro (1982).

TABELLA 8. - *Simulazione statica 1972.1-1980.4: Statistiche di capacità pre-
visiva*

STATISTICHE PREVISIVE				
Variabile:	RMSE	MAE	ME	U di Theil
\dot{Y}	6.379	5.081	-.0793	.1605
\dot{P}	3.884	3.034	.1648	.1245
UR	.299	.208	-.0238	.0221
RL	.458	.343	-.0156	.0188
RS	1.449	1.202	.0921	.0564
G	.011	.008	.000	.0519
Y	999.63	648.02	4.383	.0102
Y70	244.88	186.67	-8.691	.0064
P	2.540	1.79	.002	.0052

TABELLA 9. - *Simulazione dinamica 1972.1-1980.4: Statistiche di capacità
previsiva*

STATISTICHE PREVISIVE				
Variabile:	RMSE	MAE	ME	U di Theil
\dot{Y}	6.667	5.241	-.1943	.1721
\dot{P}	4.034	3.192	-.2384	.1278
UR	.543	.491	.0452	.0516
RL	.803	.645	-.0250	.0330
RS	2.019	1.892	-.2151	.1046
G	.030	.021	.011	.1234
Y	1876.63	1458.09	-431.087	.0182
Y70	580.95	402.01	-229.357	.0146
P	4.920	3.41	1.871	.0102

previsiva convenzionali suggerite da Theil (1966) dove: $RMSE$ = errore medio quadratico; MAE = errore medio assoluto; AE = errore assoluto, $U = U$ di Theil. Si può notare che il peggioramento delle statistiche previsive dalla simulazione statica alla simulazione dinamica è piuttosto lieve.

In assenza di uno standard assoluto, le capacità previsive di un modello econometrico sono spesso valutate rispetto a semplici modelli previsivi « naive » del tipo « no-change » ($Z_{t+1} = Z_t$) o « same change » ($Z_{t+1} - Z_t = Z_t - Z_{t-1}$). Come « benchmark » viene utilizzata la classe dei

processi stocastici lineari discreti di forma ARIMA (p, d, q) popolarizzata da Box e Jenkins (1976). La classe ARIMA di modelli è data da:

$$(6.1) \quad \phi(L)(1-L)^d Z_t = \theta(L) a_t,$$

dove

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p,$$

$$\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q,$$

$$L^m Z_t = Z_{t-m}, \quad Z_t = z_t - E(z_t),$$

$(1-L)^m Z_t = (1-L) z_t$, $\{z_t : t = 1, 2, \dots, N\}$, e a_t è un processo « white noise » con media zero e varianza σ_a^2 . Questo modello è chiamato ARIMA (p, d, q) . La procedura Box-Jenkins consiste di quattro fasi: (1) *identificazione* del modello, dove gli ordini d, p, q , sono determinati osservando il comportamento delle corrispondenti autocorrelazioni e autocorrelazioni parziali; (2) *stima*, dove i parametri $\phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q$ del modello sono stimati da una qualche procedura iterativa che fornisce stime di massima verosimiglianza (approssimata o esatta); (3) *check diagnostico*, dove sulla base di varie procedure diagnostiche, particolarmente l'analisi dei residui, viene valutata l'adeguatezza del modello; (4) *decisione*, dove si decide se usare i risultati ottenuti in (2). Se il modello è considerato inadeguato, vengono ripetuti con differenti valori d, p, q , le fasi 1-2-3 fino a quando si ottiene un modello adeguato. Nelle applicazioni pratiche della procedura Box-Jenkins la parte più cruciale è la decisione circa i valori d, p, q . La fase di identificazione è soggettiva e analisti con pari livello di competenza possono essere in disaccordo sulla scelta dei parametri d, p, q . Per evitare questo problema nella costruzione dei modelli ARIMA delle variabili dipendenti delle equazioni 1-5 del modello si adotta un approccio alla costruzione di modelli di serie temporali chiamato « state space forecasting » (Akaike (1974a); Mehra (1982)), che permette la scelta automatica di d, p, q . Il criterio informativo AIC di Akaike (1974b) è utilizzato per la scelta del più appropriato valore dei parametri d, p, q che minimizzano $(-2 \log L + k)$ dove L è la funzione di verosimiglianza e K è il numero di parametri indipendenti. Per il modello ARIMA (p, d, q) il criterio AIC (normalizzato) è:

(6.2)

$$AIC(p, d, q) = N \log \sigma_a^2 + \{N/(N-d)\} 2(p+q+1+\delta_{d0}) + N \log 2\pi + N$$

dove

$$\delta_{d0} = \begin{cases} 1 & \text{se } d=0 \\ 0 & \text{se } d \neq 0. \end{cases}$$

Il criterio *AIC* è una chiara formulazione del principio della parsimonia nella costruzione di modelli (« rasoio di Occam »). Quando due o più modelli si adattano ugualmente bene ai dati in termini di

verosimiglianza, si sceglie quello con il piú piccolo numero di parametri liberi. L'approccio « state space » permette quindi di unificare le fasi di identificazione e stima della classica procedura Box-Jenkins rendendo pratica la reidentificazione e la ristima del miglior modello ARIMA per ogni nuovo insieme di osservazioni e trattando in modo soddisfacente eventuali non stazionarietà nei dati e eventuali variazioni strutturali. Le previsioni dei valori futuri della serie sono ottenute con l'applicazione del filtro di Kalman. Nella tabella 10 sono riportate le statistiche previsive relative ai modelli ARIMA stimati fino al 1971.4 e aggiornati con l'algoritmo ricorsivo. Il fatto che l'insieme di informazioni utilizzato dal modello econometrico (la storia di tutte le variabili nel sistema endogene ed esogene) comprenda l'insieme di informazioni dei modelli ARIMA univariati (solo la storia passata delle variabili da prevedere) dovrebbe portare ad errori di previsione piú piccoli per il modello. Dalla tabella 10 si vede che questo vale solo per le equazioni (1) e (2).

TABELLA 10. - *Errori di previsione 1 periodo avanti dei modelli ARIMA 1972.1-1980.4 e statistiche di capacità previsiva*

STATISTICHE PREVISIVE				
Variabile:	RMSE	MAE	ME	U di Theil
\dot{Y}	8.946	7.278	2.3920	.2486
\dot{P}	4.838	3.965	.1967	.1476
UR	.294	.216	.0580	.0218
RL	.609	.415	.0857	.0251
RS	1.871	1.324	.1549	.0721

Si deve quindi concludere che il modello econometrico sottoutilizza le informazioni disponibili, probabilmente a causa di errori statistici ed economici di specificazione e errori campionari nelle stime dei parametri ⁽²⁶⁾.

7. Conclusioni

La ragione principale di questo studio è la stima e la validazione di un piccolo modello aggregato dell'economia italiana costruito sulle linee del modello « monetarista » di St. Louis da utilizzare, successivamente, per effettuare esercizi di controllo ottimo con lo scopo di

⁽²⁶⁾ Come fanno osservare Wallis e Salmon (1980) essendo i modelli ARMA per le variabili endogene di un modello econometrico forme di soluzione alternative per lo stesso, cioè sono implicate dal modello, è opportuno non considerarli come un « check » indipendente del modello econometrico.

valutare la superiorità o l'inferiorità di una regola di crescita costante dello stock di moneta (regola di controllo di tipo « open-loop ») rispetto ad una regola di controllo con feedback (regola di controllo di tipo « closed-loop »). Il modello stimato è piuttosto piccolo, però è utilizzabile per fornire informazioni circa gli scenari probabili di certe variabili macroeconomiche strategiche come reddito nominale, tasso di inflazione, tasso di disoccupazione, reddito reale, ecc. in risposta a variazioni nella politica monetaria e fiscale.

Il modello mostra delle proprietà classiche: le stime delle equazioni della spesa nominale e dei prezzi implicano che il tasso di crescita di « steady state » del reddito reale sia indipendente dal tasso di crescita dello stock di moneta. Questa implicazione è ottenuta esaminando le stime delle elasticità: $\epsilon(Y, M) = 1$ e $\epsilon(P, M) = 1$ assieme, implicano che $\epsilon(Y70, M) = 0$. In altre parole, queste stime di equazioni in forma ridotta danno sostanza all'ipotesi che la politica monetaria nel lungo periodo ha un effetto permanente solo sulle variabili nominali (reddito nominale e livello dei prezzi) e non sulle variabili reali (reddito reale e disoccupazione).

I risultati delle stime tendono a confermare che la quantità di moneta ($M3$) è il fattore più importante che influenza il reddito nominale nell'economia italiana. Analogamente al modello di St. Louis originale, la politica fiscale, in modo particolare il deficit di parte corrente dell'Amministrazione Centrale, non influenza in modo significativo il reddito nominale. Allo scopo di ovviare a distorsioni negli effetti della moneta sulla spesa totale, che possono risultare dall'omissione di importanti influenze autonome, sono state inserite le esportazioni di merci, rilevanti per una piccola economia aperta come quella italiana. I risultati indicano che le esportazioni influenzano significativamente la spesa nominale. L'andamento dei coefficienti indica un'ampia e rapida influenza della politica monetaria sul reddito nominale rispetto alla politica fiscale⁽²⁷⁾.

L'equazione del tasso di inflazione è costruita su fondamenti diversi rispetto a quella originale di St. Louis in quanto si stima una forma ridotta centrata essenzialmente sull'ipotesi monetarista che il tasso di inflazione possa essere spiegato dalle variazioni correnti e passate nel tasso di crescita dello stock di moneta. Come variabili addizionali sono state introdotte una misura del grado di « slack » del-

(27) Il moltiplicatore di lungo periodo per l'azione fiscale, non significativamente diverso da zero, è coerente con l'affermazione di Modigliani (1975) che il moltiplicatore di lungo periodo della spesa pubblica deve essere zero o con i risultati di Johnson e Trevor (1981) che per l'Australia trovano un moltiplicatore della spesa pubblica negativo in presenza di una politica fiscale attiva. Nel lungo periodo un moltiplicatore della spesa pubblica negativo è coerente non solo con lo « spiazzamento » finanziario, tramite i tassi di interesse, della spesa privata, ma anche con la riduzione dello stock di capitale.

l'economia misurato dal « vuoto » di output e la variazione dei prezzi relativi dell'energia per riflettere gli shocks da offerta.

L'equazione del tasso di disoccupazione è stata stimata nella forma originale del modello di St. Louis e i risultati indicano la sensibilità del tasso di disoccupazione al ciclo economico.

Sono pure state stimate due equazioni per il tasso di interesse a lungo termine e per quello a breve termine. Queste due equazioni non sono essenziali all'equazione dei prezzi come nel modello di St. Louis originale ma sono state inserite per ragioni di completezza. I risultati indicano che una considerevole frazione dei tassi di interesse nominali è attribuibile alle aspettative di inflazione. È necessario però notare che l'equazione del tasso di interesse a breve termine deve essere interpretata come una funzione di reazione della Banca Centrale.

I risultati ottenuti mostrano che la politica fiscale, in assenza di una politica monetaria accomodante, esercita una influenza trascurabile sulla spesa totale nominale e quindi sul livello dei prezzi, a meno che non sia accompagnata da una variazione corrispondente nel tasso di crescita dello stock di moneta ⁽²⁸⁾.

Nel paragrafo 3 è stato sottoposto ad esplicita verifica empirica, mediante tests di causalità bivariati e multivariati, l'ordinamento causale tra reddito nominale e misure della politica monetaria e fiscale. I risultati indicano che la misura della politica monetaria causa nel senso di Wiener-Granger, il reddito nominale e, corrispondentemente, ha la caratteristica di stretta esogeneità econometrica rispetto allo stesso. Le misure della politica fiscale risultano invece causate, nel senso di Wiener-Granger, dal reddito nominale. Questi risultati aggiungono ulteriore evidenza all'inefficacia della politica fiscale per scopi di stabilizzazione ciclica e rafforzano la fiducia nell'uso della politica monetaria come strumento di stabilizzazione delle fluttuazioni nell'attività economica. I risultati dei tests di causalità inoltre permettono di avanzare seri dubbi sulla specificazione dei modelli macroeconomici italiani esistenti e sui risultati degli esercizi di politica economica con questi modelli che usualmente considerano la spesa pubblica come uno o lo strumento di politica economica. Si ritiene alquanto improbabile che l'ordinamento causale ottenuto sia « spurio », cioè dovuto a errore di misura in una variabile, a mercati perfetti ed al controllo ottimo da parte dei « policy makers » (Sims (1977)). La rappresentazione *MA* vettoriale di reddito nominale, stock di moneta, entrate e uscite correnti, mostra che l'effetto di una « innovazione » nello stock di moneta è piuttosto lungo. Questo fatto confermerebbe l'opinione di Friedman

⁽²⁸⁾ « Fiscal policy is extremely important in determining what fraction of total national income is spent by the government and who bears the burden of expenditure » (Friedman (1973), p. 29).

(1968) circa la difficoltà di utilizzare la politica monetaria per scopi di stabilizzazione ciclica e potrebbe condurre a ritenere preferibile una politica di crescita a tasso costante dello stock di moneta (regole di tipo « open-loop ») piuttosto che politiche di controllo con feedback (« closed-loop »). I risultati della rappresentazione *MA* vettoriale risultano parzialmente in contrasto con i risultati delle stime del modello che mostrano un'ampia e veloce influenza della politica monetaria sulla spesa nominale. Il controllo ottimo del modello stimato affronterà in modo più approfondito questa questione (Calliari, Carraro, Sartore (1982)). I risultati delle stime e dei tests di causalità suggeriscono una versione « radicale » di questo modello, cioè un modello con lo stock di moneta come unico strumento di politica economica.

L'equazione del tasso di inflazione mostra che il ritardo temporale tra moneta e prezzi è piuttosto considerevole. Questo fatto rappresenta una informazione importante nella formulazione della politica economica. Il « policy maker » nel quadro di una politica di controllo dell'inflazione deve considerare questo ritardo, così come il possibile effetto di politiche di breve periodo destinate a combattere la recessione. L'esistenza di un ritardo considerevole tra moneta e prezzi indica che una politica monetaria antinflazionistica non ha effetti immediati. I possibili costi (benefici) di breve periodo di una politica restrittiva (espansiva) in termini di occupazione e reddito devono essere allora valutati riferendosi ai benefici (costi) in termini di livello dei prezzi. La natura del ritardo deve quindi entrare in modo essenziale nella scelta di una particolare politica economica, sia di breve che di lungo periodo⁽²⁹⁾. Quanto detto sopra circa l'opportunità di una politica di controllo « open-loop » rispetto a una politica « closed-loop » vale evidentemente anche qui.

I risultati ottenuti nell'equazione chiave del modello, quella del reddito nominale, e dei tests di causalità mostrano che la politica fiscale non esercita un effetto significativo sulla crescita di un reddito nominale, non incrementando in modo significativo il potere esplicativo di una equazione che già comprenda la variazione dello stock di moneta. Inoltre la misura della politica fiscale non ha la caratteristica di stretta esogeneità econometrica rispetto al reddito nominale posseduta dalla misura della politica monetaria. Vi è quindi ragionevole evidenza a favore dell'inefficacia della politica fiscale per fini di stabilizzazione ciclica e si rafforza la fiducia nell'uso della politica mo-

(²⁹) Il diverso ritardo temporale dello stock di moneta nell'equazione del reddito nominale rispetto all'equazione dei prezzi, qui ottenuto, coerente con i risultati riportati in Calliari e Sartore (1980), dove si è utilizzato un diverso modello interpretativo (funzione di trasferimento), un diverso periodo campionario, una diversa aggregazione temporale delle osservazioni e una diversa definizione di stock di moneta, prezzi e reddito.

netaria come strumento per stabilizzare le fluttuazioni nell'attività economica. Il ruolo secondario della misura del grado di « slack » dell'economia nell'equazione del tasso di inflazione porta a conclusioni analoghe circa la controllabilità del tasso di inflazione tramite la politica monetaria. Si possono quindi ragionevolmente avanzare seri dubbi circa l'esistenza, per l'economia italiana, del collegamento reddito nominale-politica fiscale e una certa fiducia nella robustezza del collegamento moneta-reddito nominale.

APPENDICE A

I dati utilizzati

<i>M</i>	= Stock di moneta ($M3 = CIRC + DCC + DR + BOTP$)
<i>UG</i>	= Spesa pubblica (uscite di cassa dell'Amministrazione Centrale)
<i>EG</i>	= Entrate (entrate di cassa dell'Amministrazione Centrale)
<i>XC</i>	= Esportazioni di merci a prezzi correnti (Bilancia dei pagamenti economica)
<i>Y</i>	= Prodotto interno lordo a prezzi correnti
<i>Y70</i>	= Prodotto interno lordo a prezzi 1970
<i>Y70P</i>	= Reddito potenziale ($Y70P = Y70/KOCC$, dove <i>KOCC</i> è la capacità produttiva utilizzata misurata con il metodo Wharton School)
<i>P</i>	= Deflatore implicito del prodotto interno lordo
<i>p^e</i>	= Prezzi attesi
<i>UR</i>	= Tasso di disoccupazione
<i>RL</i>	= Tasso di interesse sulle obbligazioni degli Istituti di Credito Mobiliare
<i>RS</i>	= Tasso di interesse a breve termine (BOT a 3 mesi)
<i>DS</i>	= Dummy per scioperi: -1 (1969.4), 1 (1970.1) —0 (tutti gli altri trimestri)
<i>DOLL</i>	= Tasso di cambio spot lira/dollaro
<i>POIL</i>	= Indice dei prezzi del petrolio in lire
<i>TTREND</i>	= Trend temporale (1960.1=1, 1960.2=2, ecc.)

Fonti statistiche

Boll. Banca d'Italia per: *CIRC*, *DCC*, *DR*, *RS*, *RL*, *XC*, *DOLL*

ISCO per: *Y*, *Y70*; ISTAT per *UR*

IMF per: *UG* e *EG* (item 81 e 82 - *IFS*) e *POIL*

BCI per: *KOCC*

Con l'eccezione di *RL*, *RS*, *Y*, *P* e *DOLL* le serie sono state destagionalizzate con il metodo X11-ARIMA di Statistics Canada (1980).

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- AKAIKE H. (1974a), « Markovian Representation of Stochastic Processes and Its Application to the Analysis of Autoregressive Moving Average Processes », *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, vol. 26, pp. 363-387.
- AKAIKE (H. (1974b), « A New Look at the Statistical Model Identification », *IEEE Transaction Automatic Control*, AC-19, pp. 716-723.
- ALMON S. (1965), « The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures », *Econometrica*, vol. 33, pp. 178-196.
- ANDERSEN I. C., JORDAN J. L. (1968), « Monetary and Fiscal Action: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization », *FRB of St. Louis Review*, vol. 50, pp. 11-24.
- ANDERSEN L. C., CARLSON K. (1970), « A Monetarist Model for Economic Stabilization », *FRB of St. Louis Review*, vol. 52, pp. 7-25.
- ANDERSEN L. C., CARLSON K. (1974), « St. Louis Model Revisited », *International Economic Review*, vol. 56, pp. 305-327.
- ANDERSON P. A. (1979), « Rational Expectations Forecasts from Non-Rational Models », *Journal of Monetary Economics*, vol. 5, pp. 67-80.
- ANDERSON B. D. O., MOORE J. B. (1979), *Optimal Filtering*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- ANDERSON T. W. (1971), *The Statistical Analysis of Time Series*, Wiley, New York.
- ANDERSON T. W., TAYLOR J. B. (1979), « Strong Consistency of Least Squares Estimates in Dynamic Models », *The Annals of Statistics*, vol. 7, pp. 484-489.
- BAHADUR R. R. (1960), « Stochastic Comparison of Tests », *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 31, pp. 276-295.
- BLINDER A. S., GOLDFELD S. M. (1972/73), « Some Implications of Endogenous Stabilization Policy », *Brooking Papers on Economic Activity*, vol. 3, pp. 585-640.
- BOX G. E. P., JENKINS G. M. (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco.
- BRUNNER K., MELTZER A. H. ed. (1976), *The Phillips Curve and Labor Markets*, North Holland, Amsterdam.
- CALLIARI S., SARTORE D. (1980), « Le relazioni di causalità tra moneta, attività economica e prezzi: alcuni tests con i dati generati dall'economia italiana nel periodo 1962.01-1979.04 », *Ricerche Economiche*, a. XXXIV, pp. 112-131, 163-185.
- CALLIARI S., CARRARO C., SARTORE D. (1983), *La politica monetaria e la politica fiscale in un modello « monetarista » dell'economia italiana: alcuni esercizi di controllo ottimo*, (mimeo).
- CARLSON K. M. (1971), « The 1971 Budget Plan: Appendix A. Alternative Budget Concepts », *FRB of St. Louis Review*, vol. 53, pp. 1-19.
- CARLSON K. M. (1977), « Estimates of the High-Employment Budget and Changes in Potential Output », *FRB of St. Louis Review*, vol. 59, pp. 16-22.
- CARLSON K. M. (1978), « Does the St. Louis Equation Now Believe in Fiscal Policy », *FRB of St. Louis Review*, vol. 60, pp. 13-19.
- CARRARO C. (1982), *Note sulla costruzione di una funzione di reazione della politica economica*, Rapporto A.C.M.E. 8203, Università di Venezia.
- CHRIST C. ed. (1963), *Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics and Econometrics*, Stanford University Press, Stanford.
- DAGUM E. B. (1980), « The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method », *Statistics Canada*, Ottawa.
- DARBY M. (1976), « Comment on Modigliani and Ando », in STEIN J. (1976), pp. 67-68.
- DE LEEUW F. (1962), « The Demand for Capital Goods by Manufacturers: A Study of Quarterly Time Series », *Econometrica*, vol. 30, pp. 178-196.

- DE LEEUW F., KALCHBRENNER J. (1969), « Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization - Comment », *FRB of St. Louis Review*, vol. 51, pp. 6-11.
- DURBIN J. (1953), « A Note on Regression When There Is Extraneous Information About One of the Coefficients », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 48, pp. 799-808.
- FAND D. I. (1970), « A Monetarist Model of the Monetary Process », *Journal of Finance*, vol. 25, pp. 271-294.
- FAIR R. C. (1979), « An Analysis of a Macroeconomic Model with Rational Expectations in the Bond and Stock Markets », *American Economic Review*, vol. 69, pp. 539-553.
- FISHER I. (1937), « Note on a Short-cut Method for Calculating Distributed Lags », *Bulletin de l'Institut International de Statistique*, vol. 29, pp. 323-328.
- FRIEDLAENDER A. F. (1967), « Macro Policy Goals in the Post-War Period: A Study in Revealed Preferences », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 87, pp. 25-43.
- FRIEDMAN B. M. (1977), « Even the St. Louis Model Now Believes in Fiscal Policy », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 9, pp. 365-367.
- FRIEDMAN M., MEISELMAN D. (1963), « The Relative Stability of Monetary Velocity and The Investment Multiplier in the United States, 1897-1958 », in *Stabilization Policies* (1963).
- FRIEDMAN M. (1968), « The Role of Monetary Policy », *The American Economic Review*, vol. 58, pp. 1-17.
- FRIEDMAN M. (1970), « A Theoretical Framework of Monetary Analysis », *The Journal of Political Economy*, vol. 78, pp. 193-238.
- FRIEDMAN M. (1971), « A Monetary Theory of Nominal Income », *The Journal of Political Economy*, vol. 79, pp. 323-337.
- FRIEDMAN M. (1973), *Money and Economic Development*, Praeger, New York.
- FULLER W. A., HASZA D. P. (1979), « Estimation for Autoregressive Processes With Unit Roots », *The Annals of Statistics*, vol. 7, pp. 1106-1120.
- FULLER W. A., HASZA D. P., GOEBEL J. J. (1981), « Estimation of the Parameters of Stochastic Difference Equations », *The Annals of Statistics*, vol. 7, pp. 531-543.
- GEWEKE J. (1978), « Testing the Exogeneity Specification in the Complete Dynamic Simultaneous Equation Model », *Journal of Econometrics*, 7, pp. 163-185.
- GEWEKE J. (1980), *Causality, Exogeneity and Inference*, SSRI W. S. 7928, University of Wisconsin-Madison.
- GEWEKE J. (1981a), « A Comparison of Tests of Independence of Two Covariance-Stationary Time Series », *Journal of American Statistical Association*, vol. 76, pp. 363-373.
- GEWEKE J. (1981b), « The Approximate Slopes of Econometric Tests », *Econometrica*, vol. 49, pp. 1427-1442.
- GEWEKE J., MEESE R., DENT W. (1979), *Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence*, SSRI W. S. 7928, University of Wisconsin-Madison.
- GOLDBERGER A. S. (1964), *Econometric Theory*, Wiley, New York.
- GORDON R. J. (1971), « Notes on Money, Income, and Gramlich », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 3, pp. 533-545.
- GORDON R. J. (1976), « Comment on Modigliani and Ando », in STEIN J. (1976), pp. 52-66.
- GRAMLICH E. (1971), « The Usefulness of Monetary and Fiscal Policy as Discretionary Stabilization Tools », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 3, pp. 506-532.
- GRANGER C. J. W. (1969), « Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods », *Econometrica*, vol. 30, pp. 424-438.
- GRANGER C. W. J., NEWBOLD P. (1974), « Spurious Regressions in Econometrics », *Journal of Econometrics*, vol. 2, pp. 111-120.
- GRILICHES Z. (1967), « Distributed Lags: A Survey », *Econometrica*, vol. 35, pp. 16-49.

- GUILKEY D. K., SALEMI M. K. (1979), *Small Sample Properties of Three Tests for Granger-Causal Ordering in a Bivariate Stochastic System*, mimeo, University of North Carolina.
- HANNAN E. J. (1970), *Multiple Time Series*, Wiley, New York.
- HANSEN L. P., SARGENT T. J. (1980), « Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 2, pp. 7-46.
- HARBERGER A. C. (1963), « The Dynamics of Inflation in Chile », in CHRIST C. (1963).
- HORWICH G. ed. (1967), *Monetary Process and Policy: A Symposium*, Irwin, Homewood, Ill.
- KALMAN R. E. (1960), « A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problem », *Trans. ASME, Journal of Basic Engineering*, vol. 82, pp. 34-45.
- INTRILIGATOR M. D. ed. (1974), *Frontiers of Quantitative Economics*, North Holland, Amsterdam.
- JOHNSON P. D., TREVOR R. G. (1981), « Monetary Rules: A Preliminary Analysis », *Economic Record*, 2, pp. 150-167.
- LAIDLER D. E. W. (1975), *Essays on Money and Inflation*, Chicago University Press, Chicago.
- LITTELMAN R. B. (1979), *Techniques of Forecasting Using Vector Autoregressions*, WP 115, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- IJUNG L. (1976), « Consistency of Least Squares Identification Method », *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-21, pp. 779-781.
- LUCAS R. E. (1976), « Econometric Policy Evaluation: A Critique », in BRUNNER K., MELTZER A. H. (1976), pp. 19-46.
- MADDALA G. S. (1974), *Ridge Estimators for Distributed Lag Models*, N.B.E.R. Working Paper n. 69.
- MCCALLUM B. T. (1974), « The Relative Impact of Monetary and Fiscal Policy Instruments: Some Structure-Based Estimates », *Journal of Econometrics*, vol. 2, pp. 284-299.
- MCCALLUM B. T. (1976), « Price Level Adjustment and the Rational Expectations Approach to Macroeconomic Stabilization Policy », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 9, pp. 418-436.
- MEHRA R. K. (1982), *Identification in Control and Econometrics* (mimeo), *Symposium on the Development in Econometrics and Related Fields*, Erasmus University, Rotterdam.
- MEHTA J. S., SWAMY P. A. V. B. (1969), *The Finite Sample Distribution of Theil's Mixed Regression Estimator and a Related Problem*, Discussion Paper No. 37, Department of Economics, State University of New York at Buffalo.
- MINFORD P., MATTHEWS K. (1978), *A Note on Terminal Conditions and the Analytic Solution of R.E. Models*, W.P. 7805, University of Liverpool, Liverpool.
- MODIGLIANI F. (1975), « The Channels of Monetary Policy in the Federal Reserve - MIT - University of Pennsylvania Model of the U.S. Economy », in RENTON G. A. (1975).
- MODIGLIANI F., ANDO A. (1976), « Impacts of Fiscal Actions on Aggregate Income and the Monetarist Controversy: Theory and Evidence », in STEIN J., pp. 17-42.
- NELSON C. R., SCHWERT G. W. (1982), « Tests for Predictive Relationships Between Time Series Variables: A Monte Carlo Investigation », *Journal of American Statistical Association*, vol. 77, pp. 11-18.
- New Methods in Business Cycle Research: Proceedings from a Conference*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minneapolis.
- OKUN A. M. (1962), « Potential GNP: Its Measurement and Significance », *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, pp. 98-104.
- PARKIN M. (1975), *The Causes of Inflation: Recent Contributions and Current Controversies*, (mimeo), D.P. 7405, University of Manchester, Manchester.

- PIERCE D. A., MASON J. M. (1978), *On Estimating the Fundamental Dynamic Equations of Structural Econometric Model*, Federal Reserve Board Special Studies Paper n. 111.
- RENTON G. A. ed. (1975), *Modeling the Economy*, Mc Millan, London.
- SARGENT T. J. (1969), « Commodity Price Expectations and the Interest Rate », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 83, pp. 127-140.
- SARGENT T. J. (1976), « A Classical Macroeconometric Model for the United States », *Journal of Political Economy*, vol. 84, pp. 207-237.
- SARGENT T. J. (1979), *Macroeconomic Theory*, Academic Press, New York.
- SARTORE D. (1981), *Identificazione, causalità ed esogeneità: alcune osservazioni critiche*, Rapporto A.C.M.E. 8102, Università di Venezia, Venezia.
- SHILLER R. (1972), « A Distributed Lag Estimator Derived from Smoothness Priors », *Econometrica*, vol. 41, pp. 775-788.
- SIMS C. A. (1971), « Approximate Specifications in Distributed Lag Models », *Bulletin of the International Statistical Institute*, vol. 44, pp. 285-294.
- SIMS C. A. (1972), « Money, Income and Causality », *American Economic Review*, vol. 62, pp. 540-552.
- SIMS C. A. (1974), « Distributed Lags », in INTRILIGATOR M. D. (1974), vol. II.
- SIMS C. A. (1977), « Exogeneity and Causal Ordering in Macroeconomic Models », in *New Methods in Business Cycle Research: Proceedings from a Conference (1977)*.
- SIMS C. A. (1978), *Least-squares Estimation of Autoregressions With Some Unit Roots*, Discussion Paper No. 78-05, University of Minnesota, Center for Economic Research.
- SIMS C. A. (1980), « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, vol. 48, pp. 1-48.
- SITZIA B. (1973), « Monetary and Fiscal Influences on Economic Activity: The Italian Experience », *Ricerche Economiche*, a. XXVII, pp. 270-281.
- Stabilization Policies* (1963), Commission on Money and Credit, Prentice-Hall, Englewood Cliffs.
- STEIN J. ed. (1976), *Monetarism*, North Holland, Amsterdam.
- STERN R. M. (1967), *Foreign Trade and Economic Growth of Italy*, Praeger, New York.
- SUZUKI Y. (1964), « On the Use of Some Extraneous Information in the Estimation of the Coefficients of Regression », *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, vol. 16, pp. 161-173.
- SWAMY P. A. V. B., MEHTA J. S. (1964), « On Theil Mixed Regression Estimator », *Journal of American Statistical Association*, vol. 59, pp. 845-862.
- TAYLOR W. E. (1974), « Smoothness Priors and Stochastic Prior Restrictions in Distributed Lag Estimation », *International Economic Review*, vol. 15, pp. 803-804.
- THEIL H., GOLDBERGER A. S. (1961), « On Pure and Mixed Statistical Estimation in Economics », *International Economic Review*, vol. 2, pp. 65-78.
- THEIL H. (1966), *Applied Economic Forecasting*, North Holland, Amsterdam.
- THEIL H. (1971), *Principles of Econometrics*, North Holland, Amsterdam.
- WALL K. D. (1976), « FIML Estimation of Rational Distributed Lag Structural Form Models », *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5, pp. 53-63.
- WALLIS K. F. (1977), « Multiple Time Series Analysis and the Final Form of Econometric Models », *Econometrica*, vol. 45, pp. 1481-1498.
- WALLIS K. F., SALMON M. (1980), *Model Validation and Forecast Comparisons: Theoretical and Practical Considerations*, (mimeo), International Symposium on Criteria for Evaluating the Reliability of Macro-economic Models, IBM Scientific Center, Pisa.
- WOLD H. (1938), *A Study in the Analysis of Stationary Time Series*, Almqvist Wicksell, Stockholm (II ed. 1954).
- WOOD J. H. (1967), « A Model of Federal Reserve Behavior », in HORWICH G. (1967), pp. 135-166.
- YOHE W. P., KARNOSKY D. S. (1969), « Interest Rate and Price Level Changes, 1952-69 », *FRB of St. Louis Review*, vol. 51, pp. 18-38.
- ZELLNER A., PALM F. (1974), « Time Series Analysis and Simultaneous Equation Econometric Models », *Journal of Econometrics*, vol. 2, pp. 17-54.

Riassunto

UN MODELLO « MONETARISTA » DELL'ECONOMIA ITALIANA: ALCUNI RISULTATI PRELIMINARI

Sulla scorta del modello « monetarista » di St. Louis, viene stimato un modello aggregato dell'economia italiana di piccole dimensioni.

La stima del modello è preceduta da una verifica dell'ordinamento casuale tra reddito nominale e due indicatori di politica monetaria e fiscale utilizzando tests di causalità bivariati e multivariati.

I tests portano a dubitare seriamente della corretta specificazione di gran parte dei modelli macroeconomici esistenti relativi all'economia italiana, che tradizionalmente considerano il deficit di bilancio come strumento di politica economica.

L'evidenza empirica suggerisce che la politica fiscale non è efficace come strumento di stabilizzazione delle fluttuazioni di breve periodo dell'economia, mentre viene rafforzata l'efficacia della politica monetaria.

Coerentemente con i risultati dei tests di causalità e con la specificazione originalmente propria del modello di St. Louis, le stime dei parametri del modello (ricavate utilizzando i ritardi distribuiti di Shiller) mettono in evidenza che il deficit di bilancio del governo centrale non ha effetti significativi sul reddito nominale.

I parametri stimati dell'equazione del prezzo relativi al reddito nominale concordano con l'indipendenza del tasso di crescita « steady-state » del reddito reale rispetto al tasso di crescita dello stock di moneta nominale.

Summary

A « MONETARIST » MODEL OF ITALIAN ECONOMY: SOME PRELIMINARY RESULTS

A small aggregate model of the Italian economy is estimated, which is built along the lines of the St. Louis « monetarist » model.

The causal ordering of nominal income and two indicators of fiscal and monetary policy is established, using both bivariate and multivariate causality tests.

The tests cast serious doubts on the specification of most existing macroeconomic models of the Italian economy which traditionally treat the budget deficit as policy instrument.

The evidence suggests that fiscal policy is ineffective as an instrument of stabilization of short-run economic fluctuations, while the efficacy of monetary policy is reinforced.

Consistent with the results of the causality tests and with the original St. Louis specification, the estimates of the parameters of the models (derived using shiller lags) show that the government budget deficit has no significant effect on nominal income.

The estimated parameters of the price equation for nominal income are consistent with the independence of the steady-state rate of growth of real income from the rate of the growth of the nominal money stock.