

Mazzoli, Marco

**Working Paper**

## La domanda di moneta in Italia: questioni teoriche ed econometriche

Quaderni - Working Paper DSE, No. 56

**Provided in Cooperation with:**

University of Bologna, Department of Economics

*Suggested Citation:* Mazzoli, Marco (1988) : La domanda di moneta in Italia: questioni teoriche ed econometriche, Quaderni - Working Paper DSE, No. 56, Alma Mater Studiorum - Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche (DSE), Bologna, <http://dx.doi.org/10.6092/unibo/amsacta/5358>

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/10419/158899>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/>

LA DOMANDA DI MONETA IN ITALIA:  
QUESTIONI TEORICHE ED ECONOMETRICHE

Marco Mazzoli

Settembre 1988

N. 56

Sono profondamente grato ai Proff. S. Zamagni, C. D'Adda e G. Gambetta dell'Università di Bologna per i preziosi commenti ad una prima stesura dello scritto. Devo inoltre rivolgere i miei più vivi ringraziamenti al Dott. F. Delbono e al Dott. M. Annunziata dell'Università di Bologna. Naturalmente sono il solo responsabile di tutti gli eventuali errori ed imprecisioni riscontrabili nel testo.

LA DOMANDA DI MONETA IN ITALIA: QUESTIONI TEORICHE ED ECONOMETRICHE.

Nel dibattito sulla domanda di moneta è stato enfatizzato in modo particolare il ruolo delle "verifiche empiriche" o delle "evidenze empiriche". Il presente lavoro si propone di analizzare brevemente la letteratura econometrica italiana degli ultimi vent'anni per cercare di individuare l'evoluzione di talune ipotesi di teoria economica alla base dei modelli. I modelli saranno considerati come una formalizzazione prevalentemente soggettiva della realtà economica, e i motivi di questa scelta saranno brevemente esposti nei primi due paragrafi. Il terzo paragrafo sarà dedicato ad una breve analisi di alcune questioni di teoria monetaria, il quarto paragrafo sarà dedicato alla modellistica econometrica italiana sulla domanda di moneta, il quinto paragrafo ad alcuni aspetti dei modelli simultanei.

1. Qualche breve ma indispensabile premessa.

L'esistenza di un feed back informativo tra le questioni dibattute in sede teorica e i risultati delle indagini econometriche è un dato di fatto, ed è quasi universalmente accettata anche l'idea che i modelli siano un utile supporto informativo e un valido strumento per problemi di decisione in condizioni di incertezza. Esiste però un vivace dibattito metodologico che investe l'impostazione dei lavori econometrici e il grado di oggettività dell'informazione che essi forniscono. Senza entrare in complesse questioni epistemologiche, limitiamoci a ricordare alcuni problemi ampiamente dibattuti dalla letteratura specialistica. Gambetta e Sartore osservano: "...Al

modelli econometrici si riconosce ancora la capacità di fornire previsioni, ma si nega che siano in grado di discriminare tra ipotesi controfattuali, quando cioè si cerca di valutare le conseguenze di interventi che, in realtà, non si sono verificati" (Gambetta e Sartore, 1982).

L'impostazione strettamente falsificazionista è attualmente oggetto di profonde critiche, ma non è del tutto scomparso un certo atteggiamento falsificazionista nell'interpretazione di taluni lavori applicativi e, in qualche caso, nella loro impostazione. Da diverse parti si sono espresse forti riserve a proposito della realismo dei modelli costruiti secondo le metodologie tradizionali, criticando per esempio l'ipotesi di invarianza nel tempo dei parametri o la soggettività di talune restrizioni a priori che consentono l'identificazione. Altre volte si è ritenuta illecita l'attribuzione di legami causali alle grandezze dei modelli. Per superare questi inconvenienti gli econometrici hanno proposto varie soluzioni (come il test di causalità di Granger o la definizione di esogenità di Hendry), che, se talvolta hanno il carattere di convenzioni definitorie, rispondono tuttavia al senso comune. Ciò nonostante, è quasi sempre impossibile trarre dai modelli delle conclusioni definitive di carattere teorico, perché, se da un lato una buona performance non autorizza ad affermare che una data teoria è preferibile ad altre, la "falsificazione" di un modello "intacca" solamente alcuni asserti specifici, e non il "cuore" della teoria sottostante (Desai 1981); addirittura la falsificazione, come osserva Gambetta (Gambetta 1987), indica paradossalmente ai

fattori della teoria apparentemente "falsificata" la strada da seguire per tentarne una riformulazione compatibile con i dati. Molti lavori, anche applicativi, hanno messo in guardia dal rischio di attribuire valore causale a semplici regressioni (per esempio Granger e Newbold, 1974), mentre l'autorevole tentativo di Hicks (Hicks 1979) di individuare una nozione di causalità legata al senso comune e applicabile all'economia, ha ricevuto obiezioni molto significative da chi ha rilevato che la condizione di necessità nel legame causale tra due eventi può individuare situazioni di paradosso (Zamagni 1980), e da chi ha obiettato che la definizione di Hicks individua un nesso tra due "stati" più che tra due "eventi" (F. Filippi 1984). Anche però accettando a priori la convenzione di causalità di Hicks, perché aderente al senso comune, può apparire in qualche caso fuorviante una interpretazione in chiave casuale di taluni fenomeni economici: per rendersene conto basta pensare alle tante stime empiriche di autori monetaristi che miravano a dimostrare l'esistenza di un nesso causale tra offerta di moneta e reddito nominale servendosi di funzioni invertibili; se si pensa alla definizione di funzione invertibile (corrispondenza biunivoca tra gli elementi del dominio e quelli del codominio), ci si rende conto che non esiste in essa alcun elemento esplicito di causalità. Naturalmente le relazioni aventi natura prevalentemente "tecnologica" non richiedono imposizioni molto restrittive, che possono invece sorgere quando la causalità è ricercata tra funzioni fondate sull'applicazione di ipotesi microeconomiche.

Ad ogni modo il principio falsificazionista non può ritenersi

correttamente applicato sulla semplice base di una buona stima: come afferma Popper (Popper 1970), il tentativo di "falsificazione" di una nuova teoria deve essere condotto confrontando la realtà con le previsioni derivate dalla teoria stessa. Partendo da questa asserzione si potrebbe osservare che la stima di un modello è un processo descrittivo: proprio perché i metodi di stima e i vari espedienti tecnici consentono spesso una certa elasticità nella configurazione del modello e i parametri oggetto di stima sono funzione dei dati, la formalizzazione teorica non è falsificabile sulla base del confronto con i dati stessi. Quando poi la stima e l'interpolazione dei dati concorre alla formulazione della teoria - per quanto riguarda, ad esempio, la "selezione" dei regressori significativi, secondo una tecnica largamente utilizzata da taluni autori monetaristi - il confronto del modello stimato con la teoria si riduce ad essere poco più che una tautologia. La falsificazione di una teoria sulla base di "previsioni" non è poi facilmente applicabile perché l'origine degli errori di previsione può essere attribuita "ex post" al sopraggiungere di qualche modifica nello "stato di natura". Qualsiasi modifica della realtà aggiunge ulteriori elementi allo scenario delle ipotesi in cui un modello manifesta la sua validità, e, d'altra parte, ammesso che sia possibile riuscire ad esplicitare con precisione tutte quante le ipotesi alla base di un modello, ci si troverebbe dinanzi ad una formulazione teorica talmente dettagliata e particolare da perdere di generalità e, di utilità informativa.

Naturalmente queste brevissime osservazioni non intendono muovere obiezioni all'utilizzo dei modelli come strumento decisionale ed interpretativo della realtà economica, ma dovrebbero indurre alla prudenza nell'attribuzione di legami causali a grandezze che non sono altro che rilevazioni imperfette e ad intervalli discreti di un processo continuo ed interdipendente (il comportamento collettivo dei soggetti economici) e nel costruire affrettate generalizzazioni teoriche sulla base di "verifiche empiriche".

## 2. Cenni ad alcune questioni econometriche.

Una parte della letteratura che ritiene preferibile l'inferenza bayesiana muove obiezioni molto radicali ai presupposti logici delle metodologie econometriche tradizionali. Per esempio viene preso di mira il concetto di massima verosimiglianza, ritenuto un espediente "ad hoc" per giustificare l'attendibilità degli stimatori ottenuti: non potendo scegliere i parametri sulla base di una "distribuzione di probabilità" (altrimenti il ragionamento sarebbe circolare, perché la maggior probabilità "oggettiva" dello stimatore ottenuto deriverebbe proprio dall'aver assunto a priori una data funzione di probabilità) i frequentisti utilizzano la definizione euristica di "verosimiglianza", ritenuta dagli statistici bayesiani in contraddizione con gli intenti "oggettivistici" della statistica tradizionale. Se è vero che quasi tutti i nostri metodi conoscitivi hanno elementi euristici e soggettivi, non esisterebbero motivi validi per escludere l'utilizzazione dell'inferenza bayesiana: da un lato essa richiede metodologie di più complessa applicazione, dall'altro considera un maggiore input informativo, grazie

all'introduzione della probabilità a priori.

Altri due aspetti criticati dagli statistici bayesiani sono l'utilizzazione del concetto frequentista di probabilità in un contesto - quello studiato dalle scienze sociali - in cui può apparire poco accettabile l'ipotesi di ripetibilità degli eventi, e l'utilizzazione del metodo della prova delle ipotesi, critica per altro non condivisa da tutti gli statistici "soggettivisti". Il metodo della prova delle ipotesi impedisce di considerare gli effetti di scelte basate su un giudizio "sbagliato" di significatività di un parametro, problema particolarmente grave nel caso in cui la significatività degli stimatori risulti controversa. Mentre gli statistici bayesiani risolvono questo problema attraverso la definizione di una "funzione di perdita", che, per quanto soggettiva, permette di descrivere il "costo" di una data scelta, la prova delle ipotesi "costringe" a prendere una decisione, lasciando del tutto invariate le conseguenze della stessa, indipendentemente dal costo e dal grado di incertezza della decisione stessa. Inoltre, come ammettono gli stessi econometrici "tradizionali", la prova delle ipotesi fornisce un risultato potente dal punto di vista dell'informazione solo nel caso in cui il parametro sottoposto a test cade nell'area caratterizzata da scarsa probabilità.

Un altro aspetto da prendere in considerazione è il difficile riscontro pratico delle condizioni di validità del metodo dei minimi quadrati. Se nei lavori empirici degli anni più recenti tale metodo tende ad essere utilizzato meno frequentemente, ha avuto tuttavia un ruolo importante in tutti i tentativi di "verifica empirica" degli anni Sessanta, Settanta, e, in qualche



caso, dei primi anni Ottanta. A parte i problemi connessi con la scarsa realismo dell'ipotesi di distribuzione normale dei residui, non sempre facilmente risolvibile attraverso i vari metodi elaborati a questo proposito, il caso, estremamente frequente, dell'eteroschedasticità crea, come è noto, distorsione nella stima della varianza dei residui con notevoli conseguenze nei giudizi di significatività dei parametri. Si ha infatti:

$$E(s^2_u) = \sigma^2_u + \sigma^2_u \frac{\text{tr}(X'X)^{-1}X'(I-\Omega)X}{T-K}$$

dove  $s^2_u$  è la stima campionaria della varianza dei residui,  $\Omega$  una matrice quadrata di dimensione pari al numero dei periodi di cui è costituita la serie storica del modello, e i cui elementi rappresentano, a meno di un fattore di proporzionalità pari a  $\sigma^2_u$ , i valori delle varianze e delle covarianze tra i residui dei vari periodi,  $X$  è la matrice delle variabili indipendenti,  $T$  il numero delle osservazioni,  $K$  il numero dei parametri oggetto di stima, il segno ' indica trasposizione, il segno  $^{-1}$  indica inversione della matrice, e la sigla "tr" significa traccia della matrice. La presenza di un errore sistematico nella stima della varianza dei residui inficia anche la stima della matrice di varianza-covarianza dei coefficienti, che sarà pari alla seguente espressione:

$$E[s^2_u(X'X)^{-1}] = E + \sigma^2_u(X'X)^{-1}X'(1-\Omega)X(X'X)^{-1} + \sigma^2_u \frac{\text{tr}(X'X)^{-1}X'(I-\Omega)X}{T-K} (X'X)^{-1}$$

per la cui dimostrazione rimandiamo a Goldberger (1964).

L'espressione a sinistra dell'ultima uguaglianza rappresenta la stima della matrice di varianza-covarianza dei coefficienti ottenuta con il metodo dei minimi quadrati; il secondo ed il terzo addendo della somma a destra dell'eguaglianza rappresentano invece gli elementi della distorsione sistematica nella stima della varianza dei coefficienti. La matrice di varianza-covarianza dei coefficienti risulta dunque sovrastimata. Poiché i più diffusi tests di accettazione delle equazioni stimate sono il test "F" e il test "t", nei quali i valori sperimentali hanno rispettivamente a denominatore la stima campionaria della varianza dei residui e la stima campionaria della varianza degli stimatori, si ha come conseguenza una distorsione del valore critico dei tests, con un notevole incremento nella probabilità di commettere un errore di seconda specie, giudicando significativi i coefficienti delle stime econometriche quando non lo siano. Come si desume dalle formule sopra riportate, esiste approssimativamente una certa proporzionalità tra l'errore sistematico e l'ammontare dei residui. L'errore sistematico tenderà quindi ad accentuarsi in corrispondenza dei punti di svolta, in cui, come è noto, aumenta il valore dei residui. Questa considerazione limita notevolmente l'utilizzabilità del metodo dei minimi quadrati, anche perché la formalizzazione di un modello implica la ricerca di legami funzionali stabili tra le variabili, che non siano determinati da un andamento regolare dei dati o da concordanze casuali delle serie storiche considerate e che, a maggior ragione, devono essere verificati in corrispondenza dei punti di svolta.

Le considerazioni espresse in questo paragrafo e nel precedente

mirano a spiegare il motivo per cui in questa discussione della modellistica italiana sulla domanda di moneta si è ritenuto opportuno attribuire ai modelli un significato "soggettivo": quello di strumento di percezione della realtà e di scelta in condizioni di incertezza. E' accaduto, all'opposto, che taluni lavori empirici utilizzassero implicitamente i modelli per trarre determinate conclusioni sulla validità delle teorie: pur rinunciando apparentemente ad "ammantare di scientificità" le conclusioni ottenute, si utilizzano espressioni come "evidenza empirica a favore della teoria" o altre simili che, pur trascurando gli eventuali problemi di interpretazione causale e di carattere econometrico, sostituiscono l'inferenza del certo con l'inferenza "dell'attendibile" o del "ragionevole" ottenendo spesso un notevole potere di condizionamento sui lettori del modello. In un mondo in cui si dà per scontata l'impossibilità di estrapolare con certezza e di verificare leggi "generalizzate" di comportamento, ciò che appare semplicemente "attendibile" o "ragionevole" entra a far parte dell'opinione corrente, come "ciò che è noto", "ciò che è risaputo", e poco importa (dal punto di vista dell'influenzabilità dei "policy makers") se ciò accade o meno con il rigore di una legge "scientifica" dimostrata. Altre volte, pur avendo adeguatamente sottolineato i limiti e i problemi delle metodologie statistiche e dei tests utilizzati, e pur non assumendo esplicitamente una posizione "falsificazionista", si sviluppano spesso analisi assegnando esclusivamente alla parte applicativa il compito di "convincere" il lettore, come se si trattasse di un esperimento, il cui

criterio valutativo non segue la terminologia delle scienze fisiche - perché si sostituisce l'inferenza del "dimostrato" con l'inferenza dell' "attendibile" - ma ne vorrebbe mantenere il meccanismo informativo. In realtà una buona performance di un modello econometrico garantisce solo la compatibilità della teoria sottostante con i dati, senza poter escludere a priori la validità delle teorie concorrenti e senza poter applicare alle scienze sociali lo stesso tipo di meccanismo informativo degli esperimenti nelle scienze fisiche. In conclusione i metodi quantitativi non potranno mai sostituire un confronto teorico, volto a convincere il lettore della "maggior ragionevolezza" di una teoria o di una "restrizione a priori" sulle altre.

### 3. La domanda di moneta: problemi generali.

Molte delle discussioni vertono su questioni definitorie o sulle loro implicazioni significative: si parla infatti di teorie della moneta come "velo" o della "moneta - merce" o, come fa Podolski (1986) delle "currency theories", con riferimento a tutte le formulazioni che enfatizzavano il denaro come "mezzo di scambio" e come "merce". L'inscindibilità tra i concetti di moneta segno, mezzo di scambio, mezzo di pagamento, strumento di trasmissione della ricchezza tra epoche successive, oltre ad essere stata criticata dagli economisti che risentono dell'influenza istituzionalista, è stata ritenuta un po' ambigua anche da autori "insospettabili" come Meltzer (1969), che osserva in un brano citato da Podolski: "...The ambiguity arises from the use of the same concept - money - to denote an asset that is important for explaining changes in the prices level and an asset that renders

a variety of services, usually summarised by some indefinable phrase".

L'idea alla base dell'impostazione classica sta nell'estendere la validità di un'asserzione tautologica, descritta in termini formali dall'equazione di Fisher: con riferimento ad un dato intervallo temporale e ad una data economia, il valore complessivo delle vendite deve eguagliare il valore complessivo degli acquisti. La validità di tale affermazione può essere sicura solamente ex post, e se si pensa che la velocità di circolazione sia determinata da fattori "tecnologici" (o, come qualcuno potrebbe dire, "istituzionali"), l'utilizzazione della teoria quantitativa come schema previsivo ed interpretativo equivale ad ipotizzare il protrarsi nel tempo di uno "stato" generale dell'economia, così come è stato fotografato in un "istante", scelto convenzionalmente (ma si potrebbe dire casualmente). Ciò si verifica ponendo due possibili tipi di ipotesi: o si esclude qualsiasi modifica tecnologica (ossia degli aspetti dell'economia reale e del ciclo produttivo che influenzano la liquidità di impresa attraverso il turn-over di magazzino e il periodo di giacenza media dei crediti), sociale (come ad esempio la redistribuzione del reddito tra classi aventi differenti propensioni marginali al risparmio), istituzionale (come l'introduzione di strumenti finanziari e di pagamento nuovi), oppure si ipotizza che le proporzioni esistenti tra moneta e reddito siano invarianti rispetto a tutti questi aspetti citati.

E' dunque comprensibile che i moderni continuatori della tradizione classica abbiano seguito un sentiero logico

caratterizzato da un progressivo allentamento della restrittività delle ipotesi poste: da un lato si ammette la possibilità di uno scostamento di breve periodo dei valori effettivi da quelli suggeriti dalle equazioni classiche del settore monetario, dall'altro si definiscono le grandezze e le relazioni comportamentali in modo sempre meno vincolante e meno "falsificabile": in primo luogo si considera il reddito "permanente", comprendente tutti i flussi di reddito attesi di qualsiasi provenienza (redditi da lavoro "futuri", rendimenti dei titoli e delle azioni, "rendimento" derivante dall'investimento in "capitale umano"). Tale grandezza non è stimabile empiricamente se non servendosi di alcune "proxies" o di alcune definizioni di aggiustamento graduale del reddito corrente, cosa che determina, nelle "verifiche empiriche" un grado di approssimazione molto più ampio e compatibile con sensibili oscillazioni di breve periodo. In secondo luogo si stimano funzioni "stabili" di domanda di moneta utilizzando aggregati monetari sempre più estesi ed onnicomprensivi. Si accetta poi una parziale influenza di alcuni tassi d'interesse rilevanti, che determinerebbero l'oscillazione della domanda di moneta "entro una banda limitata"; si ipotizza inoltre la trasmissione degli effetti sul settore reale di un eccesso di offerta di moneta dopo un sensibile intervallo di tempo, durante il quale non si esclude, per altro, il sopravvenire di un'altra causa esogena che sposti il livello di equilibrio delle grandezze. Osservando l'evolversi delle discussioni teoriche, che hanno portato ad una definizione sempre più elastica e meno vincolante delle grandezze

e dei meccanismi comportamentali rilevanti, si nota come paradossalmente l'utilizzazione dei metodi statistici caratterizzati da criteri di scelta "netti" e "senza appello", come la prova delle ipotesi, anziché fornire risposte chiare ed univoche alle questioni teoriche, ha determinato un'evoluzione del dibattito caratterizzata da questioni definitorie, terminologiche, o comunque volte a ridefinire i concetti in modo compatibile con i dati: le lunghe battaglie combattute "a colpi di verifiche empiriche", più che confutare le teorie sembrano aver esaltato le doti di eloquenza; oltre che l'empirismo hanno stimolato, nell'analisi teorica, esercizi di logica formale consistenti nel conciliare concetti apparentemente contrastanti. Quegli autori monetaristi che, negli anni passati, sono stati fautori dell'utilizzo dei modelli econometrici come strumento di verifica empirica delle teorie, hanno spesso compiuto estrapolazioni induttive dall'analisi di dati storici: questa loro peculiarità li potrebbe esporre alle critiche che Popper (autorevole fautore del deduttivismo e del falsificazionismo) rivolge alla concezione marxista della storia e, più in generale, allo storicismo e al meccanicismo nelle scienze sociali. Al contrario economisti come Kaldor, che ipotizzano l'endogenità dell'offerta di moneta, propongono ai policy makers di "agire sul tasso di interesse", variabile che pur incidendo nelle scelte dei soggetti economici, rispetta la loro natura di unità decisionali indipendenti: in questo modo si individua un contesto teorico forse più "liberale" di quello delineato da taluni monetaristi, perché l'economia appare guidata dalle scelte degli individui, con i loro reciproci condizionamenti, e non da "leggi generali" e

meccanicistiche, "atemporali" ma comprovate "storicisticamente", ossia con metodi empirici induttivi fondati sulla statistica frequentista, che, considera l'informazione passata. Negli stessi lavori empirici, per altro non esisteva molta chiarezza sul tipo di aggregati da considerare: autori, anche autorevoli come Laidler, hanno suggerito di utilizzare come aggregato monetario quello più facilmente controllabile, pratica ampiamente seguita da quei lavori econometrici volti a dimostrare la stabilità della domanda di moneta. E' facile rendersi conto della circolarità del ragionamento seguito, e il problema è tanto più rilevante se si pensa che molti autorevolissimi lavori, come quelli di M. Friedman, Schwartz, Meiselman, Meltzer attribuivano alle interpolazioni statistiche un ruolo fondamentale per il "convincimento" del lettore.

Fino all'inizio degli Anni Settanta sembrava esistere tra gli economisti una relativa uniformità di vedute sulla forma analitica della funzione di domanda di moneta. Una parte della letteratura attuale tende ad attribuire le buone "performances" dei modelli econometrici e degli studi empirici di quel periodo alla regolarità della crescita economica. Con le turbolenze economiche degli Anni '70 si sono moltiplicate le ipotesi miranti a spiegare l'instabilità delle stime, spesso giustificate da mutamenti strutturali e istituzionali: negli Stati Uniti, per esempio, è stata enfatizzata la portata dell'introduzione del N.O.W.. Vance Roley (1985) osserva che nei modelli americani degli Anni '70 sono state introdotte molte variabili dummy destinate a meglio interpretare i periodi di maggiore sviluppo di



nuove forme di credito e di attività, oppure, in altri casi, si è ricorso a variabili di trend. Si tratta, come è noto, di espedienti tecnici che "inquinano", per così dire, la coerenza teorica dei modelli: l'utilizzazione frequente e massiccia di variabili "dummy" equivale ad ammettere l'impossibilità di "racchiudere" la realtà economica nell'ambito delle ipotesi di un modello teorico generale e atemporale senza ricorrere ad ipotesi "ad hoc".

Tra le cause più frequentemente citate come "responsabili" degli errori previsionali ricordiamo, oltre ai già citati mutamenti istituzionali e strutturali, il mancato inserimento tra le variabili esplicative della ricchezza, dell'effettivo tasso di rendimento delle attività finanziarie, di un indice di variabilità dei prezzi. Sono state poi formulate anche ipotesi che suggeriscono un'effettiva instabilità ed irregolarità nei comportamenti degli operatori, e quindi non imperfezioni nei metodi di stima o errori nelle ipotesi teoriche su cui sono fondati i modelli. A questa "famiglia" di ipotesi appartengono quelle sulla variabilità, o anche più semplicemente di un repentino mutamento nel legame tra il costo opportunità di detenere moneta e rendimento delle attività alternative (Cagan e Schwartz 1975), nonché altre ipotesi basate su effetti asimmetrici tra gli aumenti e le riduzioni di tassi di rendimento significativi.

#### 4. La situazione italiana

Per facilitare la lettura, ho allegato nell'appendice alcune tavole sinottiche contenenti le principali formulazioni della

domanda di moneta nella letteratura econometrica italiana degli ultimi vent'anni (dal 1968 al 1987). Le tavole non contengono l'equazione di domanda di moneta del modello econometrico della Banca d'Italia versione 1986, equazione discussa nel paragrafo 4. c.

#### 4. a I problemi di aggregazione dei dati.

Nella modellizzazione delle funzioni di domanda di moneta il riferimento è all'agente rappresentativo e l'aggregazione porta ad ipotizzare induttivamente una costanza nella distribuzione del reddito, o un comportamento relativamente uniforme tra classi di reddito diverse, o, ancora una certa stabilità nella "peso relativo" delle diverse classi. Gli autori dei modelli econometrici si sono sforzati in ogni modo di considerare alcuni degli aspetti strutturali più rilevanti seguendo una delle due seguenti vie: introdurre qualche variabile esplicativa che "colga" gli aspetti distributivi, oppure utilizzare come variabile dipendente la moneta pro - capite. Chi ha seguito la prima via ha utilizzato spesso come regressore la quota di reddito da lavoro dipendente, o il livello dei consumi, che con le sue oscillazioni potrebbe in parte rispecchiare la dinamica sociale delle classi con più alta propensione media al consumo. L'introduzione di variabili di carattere "distributivo" è riscontrabile nei lavori di D'Adda (D'Adda et al., 1976), nel primo modello della Banca d'Italia (Banca d'Italia, 1970), e in autori, come Fazio e Cotula, legati alla Banca d'Italia. Tale metodologia è confortata dalla considerazione che i lavoratori dipendenti (e in generale le classi con maggiore propensione al

consumo) abbiano criteri decisionali diversi dagli altri nell'impiego del reddito tra consumo e risparmio, e che, per ogni unità risparmiata, tendano a compiere scelte di portafoglio che privilegino l'assenza di rischio. Il secondo di questi metodi (cioè quello consistente nell'esprimere la variabile dipendente e la variabile di scala come valori pro-capite), è stato seguito da Spinelli (1980) e Verga, Calliari, Spinelli (1982). Le formulazioni che hanno utilizzato quest'ultimo approccio metodologico sono state raccolte nell'appendice in una tabella a parte, insieme a tutte le equazioni la cui configurazione descriveva meccanismi "strutturali".

Tra i problemi di aggregazione delle ipotesi comportamentali, uno dei più complessi e più controversi è sicuramente quello della formalizzazione delle aspettative nelle relazioni macroeconomiche. I sostenitori dell'ipotesi di aspettative razionali ritengono poco credibile l'ipotesi di invarianza dei parametri stimati rispetto alle decisioni di politica economica prese dalle autorità. Questo tipo di approccio è stato caratterizzato, per una parte della letteratura, dall'utilizzazione di metodologie più sofisticate nella definizione dei parametri, soggette però anch'esse, in qualche caso, ad ipotesi estremamente restrittive: se, infatti, nella definizione di aspettative razionali si afferma che "la probabilità soggettiva" che i soggetti economici attribuiscono ad un parametro tende a distribuirsi secondo la frequenza di lungo periodo, allora tutti i decision makers dovrebbero essere ritenuti abbastanza potenti da poter usufruire della stessa qualità di informazione delle autorità. Se a livello

microeconomico l'ipotesi di razionalità nella formazione delle aspettative costituisce un indubbio progresso teorico, la sua utilizzazione nell'accezione più estrema (eguaglianza tra probabilità a priori dei soggetti e "probabilità oggettive" o frequenze di lungo periodo, a seconda che si usi una definizione più o meno restrittiva di aspettative razionali) è soggetta a due tipi di obiezioni. Con la prima obiezione, di carattere "schumpeteriano", si potrebbe osservare che l'esistenza di vantaggi nell'informazione è il presupposto delle strategie di mercato di molte imprese di grandi dimensioni e che la diversità nelle aspettative è la "condicio sine qua non" per il conseguimento di profitti in molti mercati finanziari. Con la seconda obiezione, mossa dai sostenitori delle "teorie della razionalità limitata", si rileva che esistono condizioni di incertezza nella formulazione delle decisioni, che il conseguimento dell'informazione determina dei costi abbastanza alti e che, comunque, l'impostazione di un problema di scelta in condizioni di incertezza determina un certo numero di semplificazioni più o meno arbitrarie e soggettive, fondate su algoritmi di carattere euristico (H. R. Simon, 1985). D'altra parte, sotto l'ipotesi estrema di aspettative razionali, nel lungo periodo dovrebbero essere impossibili condizioni di sub ottimalità.

In altri termini il problema può essere visto attraverso le discussioni tra coloro che impostano il problema dell'efficacia delle decisioni di politica monetaria attraverso uno schema di teoria dei giochi con un giocatore dominante (il governo) oppure

attraverso uno schema in cui i giocatori si trovano in situazione di sostanziale parità. Secondo l'argomentazione usata a questo proposito dai fautori delle aspettative razionali, il progresso e la diffusione della cultura e dell'informazione ha originato meccanismi di apprendimento sempre più raffinati ed efficaci. Questa posizione è paradossalmente compatibile con quella neo-istituzionalista di chi afferma l'impossibilità di estrapolare leggi generali e naturali del comportamento economico aggregato che non siano storicamente ed istituzionalmente determinate.

Swamy, Earth e Tinsley (1982), rilevano che esiste incompatibilità tra la definizione (bayesiana) di probabilità soggettiva "a priori" dei soggetti economici e la definizione di "probabilità oggettiva" o la frequenza di lungo periodo. Perché questi due concetti siano compatibili occorre che i soggetti abbiano il potere di "determinare" gli eventi su cui formulano previsioni, oppure, che abbiano tutti lo stesso tipo di aspettative: entrambe le assunzioni sono estremamente restrittive, e non è cosa di poco conto se si pensa che la fortuna e la popolarità del concetto di aspettative razionali derivano dall'aver proposto un'alternativa alla restrittività delle ipotesi sui parametri dei modelli keynesiani.

#### 4.b La forma analitica e i processi di aggiustamento nella funzione di domanda di moneta.

La formulazione standard della funzione di domanda di moneta può descriversi nel seguente modo:

$$m^*_t = B_0 + B_1 r_t + B_2 Y_t + x_t B_3$$

le variabili sono di solito espresse in forma logaritmica,  $m^*_t$

rappresenta la quantità di moneta desiderata dal pubblico al tempo  $t$ .  $B_0, B_1, B_2$  sono parametri oggetto di stima, "r" può rappresentare un tasso di interesse significativo, o una media ponderata dei vari tassi di rendimento, o, ancora, una funzione polinomiale rappresentativa dell'intera "curva dei rendimenti" (Heller e Khan (1979); "y" rappresenta la variabile di scala adottata, "x" è un vettore riga che raggruppa le altre possibili variabili esplicative, B è un vettore colonna che raggruppa i coefficienti stimati delle variabili presenti nel vettore "x". gli aggiustamenti utilizzati comunemente dalla letteratura sono quello reale (Goldfeld, 1973)

$$m_t - m_{t-1} = \theta(m^*_t - m_{t-1}) \quad \text{con } 0 < \theta \leq 1$$

e quello nominale (Goldfeld, 1976)

$$m_t \cdot P_t - m_{t-1} \cdot P_{t-1} = \theta(m^*_t \cdot P_t - m_{t-1} \cdot P_{t-1})$$

sempre con  $0 < \theta \leq 1$

sostituendo la funzione di domanda di moneta "desiderata" nell'equazione dell'aggiustamento reale si ottiene la seguente:

$$m_t = \theta(B_0 + B_1 \cdot r_t + B_2 \cdot Y_t + x_t B) + (1-\theta) \cdot m_{t-1}$$

sostituendo invece la stessa funzione nell'equazione di aggiustamento nominale, si ottiene:

$$m_t = \theta(B_0 + B_1 \cdot r_t + B_2 \cdot Y_t + x_t B) + (1-\theta) \cdot m_{t-1} + (1-\theta)(P_{t-1} - P_t).$$

La diatriba su quale dei due meccanismi di aggiustamento sia più realistico è ancora aperta: taluni autori ritengono preferibile l'aggiustamento reale con la motivazione che l'aggiustamento nominale si adatterebbe solo a situazioni di adeguamento passivo

dell'offerta di moneta da parte dell'autorità monetaria (Heller e Kahn, 1979). A questa argomentazione altri obiettano che l'aggiustamento reale implicherebbe mutamenti nella composizione del portafoglio degli operatori a seguito di una semplice variazione di prezzi, senza alcuna perturbazione nel mercato monetario. I fautori dell'aggiustamento "reale" criticano talvolta quello nominale affermando che vincola rigidamente il differenziale del livello dei prezzi ad assumere lo stesso coefficiente della variabile dipendente ritardata.

Il lavoro di Spinelli del 1980 (si veda in appendice la tavola sinottica delle formulazioni "strutturali" della funzione di domanda di moneta riportata al numero III) merita sicuramente di essere analizzato più in dettaglio, oltre che per l'autorevolezza dell'autore, per la lunghezza del periodo storico considerato. È stimato su dati annuali dal 1867 al 1965; la serie storica è suddivisa in due periodi uno che va dal 1867 al 1936, e un altro che va dal 1940 al 1965; nel primo di questi due vengono stimate funzioni su sottoperiodi di lunghezza variabile, tutti terminanti nel 1936 e così suddivisi: 1867-1936; 1880-1936; 1890-1936; 1900-1936; 1910-1936. Lo scopo di queste suddivisioni è di verificare la stabilità della funzione rispetto alle variabili considerate. Lo stock di moneta è inteso in senso lato, cioè in modo da poter essere approssimato con M3; tutte le variabili sono espresse in forma logaritmica, e alla funzione di domanda di moneta "desiderata" vanno aggiunte due equazioni di aggiustamento: una tra lo stock di moneta effettivo e quello "desiderato" e una tra reddito effettivo e reddito permanente:

$$M^*_t = a + bY^*_t + cr_t, \quad a, b > 0, \quad c < 0$$

$$M_t - M_{t-1} = \alpha(M^*_t - M_{t-1}) + u_t, \quad 0 < \alpha < 1$$

$$Y^*_t - Y_{t-1} = \beta(Y_t - Y_{t-1}), \quad 0 < \beta < 1$$

dove  $M^*_t$  è lo stock di moneta desiderato al tempo  $t$ ,  $M_t$  lo stock effettivo,  $Y^*_t$  è il reddito permanente al tempo  $t$ ,  $Y_t$  il reddito effettivo.

Con  $\alpha = \beta = 1$ , ossia ipotizzando l'aggiustamento totale dello stock di moneta entro l'anno e la validità del reddito corrente come variabile di scala si ottiene la seguente forma ridotta:

$$1) M_t = a + bY_t + cr_t + u_t;$$

ponendo  $\alpha = 1$  e  $\beta$  libero, cioè aggiustamento completo e reddito permanente, si ha:

$$2) M_t = \alpha\beta + b\beta Y_t + cr_t - (1-\beta)cr_{t-1} + (1-\beta)M_{t-1} + u_t - (1-\beta)u_{t-1};$$

con  $\beta = 1$  e  $\alpha$  libero (reddito effettivo come variabile di scala e aggiustamento graduale) si ottiene:

$$3) M_t = a\beta + b\beta Y_t + \alpha cr_t + (1-\alpha)M_{t-1} + u_t;$$

infine, con  $\alpha$  e  $\beta$  entrambi liberi (reddito permanente e aggiustamento graduale) si ottiene la seguente forma ridotta:

$$4) M_t = \alpha\alpha\beta + b\alpha\beta Y_t + \alpha cr_t - \alpha(1-\beta)cr_{t-1} + (2-\alpha-\beta)M_{t-1} - (1-\alpha)(1-\beta)M_{t-2} + u_t - (1-\beta)u_{t-1};$$

Se si utilizza il modello per conseguire un'evidenza empirica in favore della stabilità della domanda di moneta (come in effetti fa l'autore) si potrebbe osservare che l'utilizzazione di un aggregato monetario così ampio non è una scelta "neutrale" perché, eliminando il problema degli spostamenti di liquidità da M1 a M3, anche in periodi storici in cui il sistema creditizio non era sviluppato e in cui M1 ed M3 non potevano considerarsi



molto "vicine", si favorisce la stabilità delle stime. In un simile contesto il ruolo dei tassi di interesse non si avvicina più a quello di costo opportunità, perché l'insieme delle attività (M3) che compare come variabile dipendente può avere un rendimento in parte correlato con il tasso a lungo termine che compare come regressore. A riprova di questa osservazione sta il fatto che nella seconda e nella quarta specificazione, nel periodo 1940-1965 il coefficiente del tasso di rendimento ha un valore positivo, e non negativo come ci si aspetterebbe da un "costo opportunità". L'unica formulazione che viene rifiutata (perché il test di Durbin e Watson fornisce un valore critico, indicando alta correlazione nei residui e quindi una cattiva specificazione) è la prima (aggiustamento nell'anno e reddito effettivo). Nel commentare le altre Spinelli sostiene che sia riscontrabile stabilità e significatività dei parametri attraverso i decenni.

Nonostante le metodologie adottate (utilizzazione di un aggregato monetario "ampio", meccanismi di aggiustamento stimati in modo "elastico", aggiungendo di volta in volta i sottoperiodi alla serie storica considerata), sono riscontrabili alcune variazioni, di diversa entità, nel valore dei parametri, passando da un periodo di stima all'altro. Tali modifiche sono decisamente alte in corrispondenza dell'ultimo sottoperiodo (1940-1965), in cui sono intercorsi notevoli mutamenti istituzionali.

Se si pensa che nel breve periodo il grado di determinazione delle variabili di un modello è abbastanza alto, neppure un neo-istituzionalista avrebbe difficoltà ad ammettere l'esistenza di

una relazione funzionale relativamente stabile nell'arco di pochi anni. Occorre però considerare che il concetto di reddito permanente è definito con riferimento al lungo periodo: per questo motivo sensibili variazioni nelle stime dei suoi coefficienti a distanza di pochi anni sono un fenomeno forse non molto facile da accettare, a meno di non ipotizzare soggetti economici con "memoria corta". Poiché questi meccanismi di aggiustamento sono utilizzati molto frequentemente dalla letteratura (per esempio tra i modelli considerati nell'appendice è usato anche da Calliari, Spinelli e Verga, 1982), è forse opportuno soffermarsi un momento sul concetto di reddito permanente.

In base alla formulazione di Friedman del 1959 il reddito permanente si può configurare a livello individuale come una media di ritardi distribuiti con pesi decrescenti in modo geometrico secondo il seguente schema:

$$Q^e_t = (1-B) \sum_{j=0}^{\infty} B^j Q_{t-j}$$

Nei meccanismi di aggiustamento comunemente considerati dalla letteratura, anche nell'ipotesi di regresso infinito dei valori del reddito di breve periodo, si giunge (attraverso opportune semplificazioni come quelle dei polinomi di Koyck) a formulazioni che considerano un numero limitato di ritardi, di solito non più di uno o due. E' chiaro che questo tipo di risultato si basa su ipotesi che, per quanto ragionevoli, sono pur sempre arbitrarie: non esiste nessun motivo per escludere che i soggetti economici fondino la loro percezione psicologica di "reddito permanente",

non su un periodo infinito ma di tre, quattro o cinque periodi, nè, d'altra parte, è molto diffusa la consuetudine di svolgere qualche test sull'aggiunta di regressori alle diverse possibili strutture dei ritardi nel reddito permanente, ammesso che si ritenga valido il concetto di reddito permanente e che si accetti la metodologia della prova delle ipotesi, criticata, come è stato accennato, da taluni statistici bayesiani. Ci si potrebbe infine domandare se l'ipotesi neoclassica di equilibrio non perda parte della sua significatività, visto che il reddito permanente è definito in modo estremamente elastico e compatibile con ritardi di aggiustamento anche lunghi, durante i quali non si esclude il sopraggiungere di altri eventi che spostino il punto di equilibrio del sistema.

Il mancato utilizzo del concetto di reddito permanente porta a formalizzazioni del tipo:

$$\ln(M^*_t) = a + b \cdot \ln(Y_t) + c \cdot R_t,$$

con un meccanismo di aggiustamento parziale di questo tipo:

$$M^*_t - M_{t-1} = \lambda (M - M_{t-1})$$

dove  $M^*_t$  è la domanda di moneta al tempo  $t$ ,  $M_t$  lo stock nominale al tempo  $t$ ,  $Y_t$  il reddito reale,  $R_t$  un tasso di interesse reale significativo. Di solito in modelli di questo genere un improvviso shock da aumento di offerta di moneta dovrebbe determinare effetti sproporzionati nelle variazioni dei tassi di interesse per unità di variazione di domanda di moneta. Fino all'inizio degli anni Settanta questo aspetto non era stato trattato con espedienti tecnici particolari. Cotula, nel suo famoso lavoro del 1970, formalizza un possibile shock nel settore monetario limitandosi ad introdurre nell'equazione di

domanda di depositi in conto corrente (che assumono implicitamente il ruolo di shock absorber) la variabile  $\log(Y_t/Y_{t-1})$ , che dovrebbe rappresentare un indicatore dei mutamenti nell'attività economica; in una formulazione alternativa, che prevede la simultaneità delle equazioni di domanda ed offerta dei depositi bancari, introduce invece come regressore l'ammontare dei flussi finanziari lordi che, essendo poi scissi nelle loro componenti in base all'origine, dovrebbero contenere le informazioni relative ad oscillazioni improvvise dell'attività economica.

Più recentemente molti modelli (di ispirazione neoclassica) utilizzano, ad esempio, un meccanismo di aggiustamento, con la seguente forma:

$$m_t = \lambda m^*_t + (1-\lambda)m_{t-1} + \beta Y'_t + \phi \hat{M}_t$$

con  $Y'_t = Y - Y''_t$  dove  $Y''_t$  è il reddito permanente,

e  $\hat{M}_t$  lo shock absorber; se la funzione di domanda di moneta di lungo periodo è di questo tipo:

$$m^*_t = a + bY''_t + cR_t$$

si stima di solito un'equazione del genere:

$$m_t = \lambda a + \lambda b Y''_t + \lambda c R_t + (1-\lambda)m_{t-1} + \beta Y'_t + \phi \hat{M}_t$$

in cui compare sia il reddito permanente che lo shock absorber. E' evidente l'esigenza di migliorare la capacità di "determinazione" dei modelli e la stabilità della stima. Nella questione dell'utilizzo del reddito o della ricchezza come variabile di scala nella funzione di domanda di moneta si è seguito spesso come criterio di scelta significativo, anche se

non proprio determinante, il confronto tra la specificazione con la variabile "reddito" e la specificazione con la variabile "ricchezza" (si veda per esempio Caranza, Micossi e Villani, 1983). Altri tipi di variabili che assumono una giustificazione "euristica" sono quelle che raccolgono qualche componente di trend, specialmente se usate contemporaneamente ad una o più variabili di scala: per esempio, sempre nel lavoro citato di Caranza, Micossi e Villani, si considera il "grado di utilizzo della capacità produttiva".

Un aspetto che emerge da uno sguardo d'insieme alle tavole sinottiche dell'appendice di questo articolo è la crescente cura e attenzione con cui è stato trattato l'inserimento dei tassi di interesse nei modelli: da un approccio semplificato e basato sulla presenza di un solo tasso significativo (quasi ad indicare che la sua presenza si basava sull'implicita distinzione keynesiana tra circolante da una parte e titoli, visti come un tutto unico, dall'altra), si è gradualmente passati a formalizzazioni sempre più complesse che prevedono l'inserimento di insiemi di tassi di rendimento sempre più estesi ed articolati; gli eventuali problemi di multicollinearità sono evitati introducendo i tassi nella forma di differenziali di rendimento rispetto a qualche rendimento significativo, o, talvolta, rispetto all'inflazione; l'eventuale esigenza, di "racchiudere" tutte le informazioni su un determinato tipo di attività finanziaria o su un dato mercato in un unico indicatore significativo è stato risolto dagli autori collegati alla Banca d'Italia, attraverso il ricorso alla ponderazione dei diversi rendimenti con le "consistenze" della relativa attività sul

totale della ricchezza finanziaria. Coerentemente con la teoria delle scelte di portafoglio, l'aggregato significativo non è più la moneta circolante e i depositi, ma l'insieme delle attività liquide, che spesso sono molto sensibili alle oscillazioni delle attività a breve e, in generale, alle perturbazioni del mercato monetario.

Mentre una certa preoccupazione per gli aspetti distributivi è stato sempre presente (Fazio 1969, D'Adda 1976, e in tutti i lavori della Banca d'Italia), il problema dei tassi di interesse ha richiamato maggiore attenzione negli anni più recenti, di pari passo con alcune modifiche di carattere istituzionale. In particolare alcuni lavori più recenti hanno evidenziato la distinzione tra titoli privati e pubblici (Banca d'Italia 1979, Cotula, Galli, Lecaldano, Sasso La Terza, Sannucci, Zautzik, 1985), i tassi sugli impieghi delle banche a breve (Banca d'Italia 1979, Caranza, Micossi, Villani 1983, Cotula et al. 1985) "attività internazionali", come gli eurodepositi in dollari a tre mesi (Verga, Calliari, Spinelli 1982, Caranza, Micossi, Villani 1983, Cotula, Galli, Lecaldano, Sasso La Terza, Sannucci, Zautzik 1985). E' interessante osservare che questa maggiore attenzione per la struttura dei tassi di interesse (oltre che la considerazione dei legami internazionali e del tasso sugli impieghi bancari, evidenzia il ruolo degli intermediari finanziari come soggetti aventi proprie politiche e funzioni obiettivo), si è manifestata nella modellistica econometrica di pari passo con il processo di ampliamento della sovrastruttura finanziaria e nello stesso momento in cui i problemi di

integrazione finanziaria internazionale sembravano entrare nel dibattito con sempre maggior peso. Il problema non consiste semplicemente nella scelta di un tasso piuttosto che di un altro (cosa che non consentirebbe di modellizzare "ex ante", visto che è tecnicamente impossibile prevedere tutti i tipi di attività finanziarie che potranno prevalere sul mercato negli anni successivi), ma nell'introduzione di una struttura più complessa dei tassi tra le cause determinanti della domanda di moneta. È un'ipotesi comportamentale di portata notevole da cui si potrebbe dedurre che gli economisti ritengano i soggetti economici più attenti e più sensibili alle perturbazioni del mercato monetario e a tutti i segnali provenienti da esso. Questo tipo di approccio non pareva forse così indispensabile negli Anni Sessanta, in cui buone performances erano state ottenute da modelli con una struttura di tassi molto più semplice. Se a questa considerazione si aggiunge il crescente ricorso a variabili di trend, a dummies e ad altri espedienti euristici, acquista una certa significatività la posizione neo istituzionalista di chi ritiene impossibile (o quanto meno arbitrario) individuare e verificare empiricamente leggi generali dell'economia che non siano storicamente o istituzionalmente determinate.

##### 5. Qualche considerazione sulla simultaneità e sui modelli di grandi dimensioni .

La teoria economica ha elaborato una notevole quantità di relazioni funzionali tra le stesse variabili rilevanti per il mercato monetario: la curva di Phillips di breve periodo, che pone le variazioni dei prezzi in relazione all'ammontare e alle

variazioni dell'attività economica e (se non altro implicitamente) alle passate variazioni dello stock di moneta; l'offerta di moneta di breve periodo, che collega l'offerta di moneta alla base monetaria, al tasso di interesse, ai coefficienti di riserva e al tasso di sconto; la funzione di reazione dell'autorità monetaria, che collega la base monetaria ad una o più determinanti della domanda di moneta; l'equazione del tasso di cambio, che comprende anch'essa numerose variabili presenti nell'offerta di moneta. Ci si potrebbe domandare se esista una relazione che abbia maggiore rilevanza rispetto alle altre, e se l'esistenza di numerose relazioni funzionali che collegano lo stock di moneta, il reddito, il livello dei prezzi e il tasso di interesse non inducano a considerare l'equazione di domanda della moneta come una forma ridotta, piuttosto che come una forma strutturale fondata su di un'ipotesi comportamentale ben precisa. Ammettendo (in modo del tutto arbitrario) che esistano leggi naturali nel comportamento economico invariante rispetto alle diverse situazioni istituzionali, l'instabilità dei parametri di un modello monoequazionale potrebbe in teoria derivare da quattro cause: variazioni delle variabili di altre equazioni impropriamente omesse nella stima dell'equazione considerata; instabilità dei coefficienti di equazioni diverse da quella considerata, le cui variabili dipendenti entrano però come regressori nell'equazione considerata; modifiche nel tipo di politiche e di interventi da parte delle autorità e, infine distorsione negli stimatori. Nonostante l'arbitrarietà dell'individuazione di un legame causale in modelli monoequazionali, alcuni autori di scuola monetarista hanno



continuato a utilizzare tali modelli per eseguire "verifiche empiriche", mutuando spesso dall'analisi statistica delle serie storiche raffinati metodi di destagionalizzazione. Se si assume che lo stock di moneta in circolazione è determinato dal punto di equilibrio tra domanda ed offerta di moneta, in caso di modifica del tipo di politica monetaria potrebbero manifestarsi modifiche degli stocks indipendenti dalla domanda di moneta. Un articolo di Gordon (1984) mette in luce alcuni effetti di diversi tipi di politiche monetarie sullo stock di moneta. Il suo modello è così costituito:

Funzione di domanda di moneta

$$M^*_t - P_t = \alpha_1 Q_t + \alpha_2 R_t + e^d_t$$

dove  $Q$  rappresenta la variabile di scala transattiva, mentre le altre variabili sono le solite, ed  $e$  è un disturbo casuale; l'economia potrà avere una funzione di offerta di moneta dipendente dalla base monetaria e dal tasso di interesse:

$$M^S_t = B_1 B_t + B_2 R_t + e^s_t \quad ***$$

l'autorità monetaria può scegliere tra due alternative di politica: il controllo del tasso di interesse ed il controllo della base monetaria; nel primo caso si ha:

$$R_t = R^*_t + e^R_t$$

dove  $R^*$  è l'obiettivo dell'autorità monetaria; in questo caso l'offerta di moneta sarà esogena:

$$B_t = (1/B) \cdot [P_t + \alpha_1 Q_t + (\alpha_2 - B_2) \cdot (R^*_t + e^R_t) + e^d_t - e^s_t]$$

questa situazione può generare i seguenti problemi: correlazione tra i residui dell'offerta e della domanda di moneta; effetti

dell'offerta di moneta su  $R^*$  che potrebbe originare correlazioni tra  $R_t$  e  $\epsilon^d_t$ , o, ancora autocorrelazione di  $\epsilon^d_t$  insieme ad un effetto dello stock ritardato di moneta su  $R^*_t$ ; se invece l'autorità monetaria mira a controllare l'offerta di moneta in base al livello di output ed al tasso di inflazione, si presenta la seguente situazione:

$$B^*_t = B_0 + \psi_1 Q_t + \psi_2 (P_t - P_{t-1})$$

con i coefficienti  $\psi$  negativi se l'autorità persegue una politica anticiclica; se si assume l'esistenza di un ritardo negli effetti della politica monetaria si ha:

$$\begin{aligned} B_t &= \bar{\alpha} B^*_t + (1-\bar{\alpha}) B_{t-1} + \epsilon^B_t \\ &= \bar{\alpha} [B_0 + \psi_1 Q_t + \psi_2 (P_t - P_{t-1})] + \\ &\quad + (1-\bar{\alpha}) B_{t-1} + \epsilon^B_t \end{aligned}$$

sostituendo l'equazione dell'offerta di moneta \*\*\* al posto di  $B_{t-1}$  e poi sostituendo di nuovo il valore di  $B_t$  nell'equazione di offerta di moneta, si ottiene:

$$\begin{aligned} M^S_t &= B_1 \bar{\alpha} [B_0 + \psi_1 Q_t + \\ &\quad + \psi_2 (P_t - P_{t-1})] + B_2 R_t + (1-\bar{\alpha}) \cdot \\ &\quad \cdot [M^S_{t-1} - B_2 R_{t-1} - \epsilon^S_{t-1}] + \epsilon^S_t + \\ &\quad + B_1 \epsilon^B_t \end{aligned}$$

alcune modifiche consentono di esprimere la precedente come l'equazione che determina gli stocks reali:

$$\begin{aligned} M^S_t - P_t &= \bar{\alpha} [B_1 B_0 - P_{t-1} + B_1 \psi_1 Q_t] + \\ &\quad + (1-\bar{\alpha}) (M^S_{t-1} - P_{t-1}) + B_2 [R_t - (1-\bar{\alpha}) R_{t-1}] \\ &\quad - (1-\psi_2) (P_t - P_{t-1}) + \\ &\quad \epsilon^S_t - (1-\bar{\alpha}) \epsilon^S_{t-1} + B_1 \epsilon^B_t \quad (*) \end{aligned}$$

Il termine di errore è autocorrelato, e compaiono alcune

variabili ritardate, tra cui il tasso di interesse ritardato. L'espressione (\*) può fornire qualche interpretazione dell'instabilità dei parametri: per esempio, se l'autorità monetaria tiene sotto controllo il tasso di interesse, allora il coefficiente sull'output potrà essere positivo, essendo dato da  $\phi B_1 v_1$ , ma potrebbe diventare negativo se l'autorità decide di controllare l'offerta di moneta per effetto della negatività di  $v_1$ . Analogamente il coefficiente del tasso di interesse sarà negativo se le autorità controllano il livello dei tassi, sarà positivo e pari a  $B_2$  se le autorità decidono di controllare l'offerta di moneta (anche se sussisterà un effetto di distorsione delle stime dovuto alla correlazione tra i residui dell'equazione del tasso di interesse e i residui dell'equazione di domanda di moneta. Il tasso di interesse ritardato scomparirà solo se gli effetti della variazione di offerta di moneta saranno istantanei.

Queste interessanti osservazioni di Gordon possono destare qualche legittimo dubbio sulla liceità delle "verifiche empiriche" basate su modelli monoequazionali.

Verga, Calliari e Spinelli, nel loro famoso e autorevole lavoro del 1982 (Verga, Calliari, Spinelli, 1982), dopo aver stimato la funzione di domanda di moneta citata nelle tabelle dell'appendice, introducono elementi di simultaneità attraverso la formulazione di una funzione di reazione dell'autorità monetaria e una funzione di domanda di riserve bancarie nette:

$$A1) m_t = a + bP_t + c(DEF_{t-5}/M_{t-1}) + d(BP_{t-1}/M_{t-1}) + eS_1 + fS_2 + gS_3$$

A2)  $UR_t = h + mTBD_{t-1} + n(1-L)TED_t + pRBOT + qUR_{t-1} + zS_1$

dove  $P$  è la derivata seconda del livello dei prezzi,  $DEF$  il deficit del Tesoro,  $BP$  il deficit della bilancia dei pagamenti,  $m$  la creazione di moneta,  $M_{t-1}$  lo stock di moneta esistente al tempo precedente,  $UR$  le riserve bancarie totali,  $TBD$  i depositi bancari totali,  $L$  l'operatore ritardo del primo ordine,  $RBOT$  il tasso di rendimento sui B.O.T.,  $S_1, S_2, S_3$  sono delle dummies stagionali. In queste equazioni è solamente l'endogenità di  $M_1$  che viene descritta adeguatamente, perché da queste formalizzazioni discende che il centro decisionale fondamentale resta l'autorità monetaria: persino nella domanda di riserve bancarie è incluso il tasso sui B.O.T., che, come è noto, è abbastanza agevolmente controllato dalle autorità. L'influenza dell'operatore "banche" risulta circoscritta alle possibilità di variare l'ammontare di riserve. Però, se definiamo la moneta come quell'attività utilizzata come mezzo di scambio, di pagamento, unità di conto, strumento di tesaurizzazione e di conservazione della ricchezza, potrà accadere che il miglior soddisfacimento di tutti questi servizi nel loro insieme venga conseguito dai soggetti economici attraverso lievissime modifiche nel grado di liquidità delle attività finanziarie detenute. Non sarebbe quindi rilevante l'endogenità di  $M_1$ , ma quella di  $M_3$ , e, da questo punto di vista, rendere simultanea la determinazione di  $M_1$  non fornisce un contributo informativo particolarmente rilevante; prova ne è il fatto che, nel modello citato, la formulazione simultanea non fornisce risultati sostanzialmente differenti da quella "monoequazionale". Nei modelli della Banca d'Italia gli autori scelgono spesso di introdurre una sorta di "priorità" logica

nella domanda di alcune attività liquide, per motivi tecnici o per semplificare le metodologie di stima. Nel lavoro di Cotula, Gaili, Lecaldano, Sannucci Sasso La Terza e Zautzik del 1985 ad esempio, la priorità della funzione di domanda di circolante deriva dall'esigenza di "evitare di includere nella specificazione della domanda di circolante tutte le variabili rilevanti per spiegare la composizione della ricchezza, (...) di non considerare tra gli argomenti delle altre equazioni di domanda quelle variabili che spiegano più specificatamente la sostituzione tra il circolante e gli altri mezzi di pagamento senza influenzare in modo significativo le altre attività" (Cotula et al., 1985, pag. 10).

Nel modello econometrico della Banca d'Italia (versione ottobre 1986) è presente un tentativo estremamente interessante e sofisticato di modellizzazione di una modifica istituzionale. Nella domanda di moneta gli autori si sono posti il problema di esplicitare i mutamenti strutturali intercorsi in Italia negli anni '70, che, tra le altre cose, pongono agli econometrici il difficile problema di scegliere come variabile di scala la ricchezza (attribuendo alla moneta un ruolo di attività finanziaria) o il reddito (attribuendole un ruolo "transattivo"). Poiché il mutamento strutturale ha coinciso con una diffusione graduale di altre attività finanziarie (come titoli di stato a lungo termine o obbligazioni), è stata stimata questa funzione:

$$M2' = p f^A(\bullet) AFI + (1-p) f^t(\bullet) TR$$

con un meccanismo di aggiustamento

$$M2 = (1 - \lambda) M2_{-1} + \lambda M2' + \underline{\text{shock}}$$

dove  $f_A(\bullet)$  è la funzione della "componente finanziaria" della domanda di moneta,  $f^t$  quella transattiva, AFI sono le attività finanziarie nette sull'interno, TR una misura delle transazioni, "shock" è una notazione introdotta per ricordare che la moneta svolge il ruolo di shock absorber (il che è reso possibile dall'opportuno utilizzo dei vincoli di bilancio), "p" rappresenta l'elemento di ponderazione variabile utilizzato per descrivere l'evolversi dei mutamenti strutturali: "...Si è in proposito deciso di non fissare a priori i valori del peso, ma di ipotizzare semplicemente che il processo di innovazione fosse inizialmente lento, quando solo i risparmiatori più sofisticati sono pronti ad accettare il nuovo strumento finanziario, accelerandosi in una fase centrale, e smorzandosi alla fine del processo, quando solo le frange più refrattarie all'innovazione non ne sono coinvolte. Una forma di questo tipo è data dal complemento a 1 della funzione di ripartizione della normale. Si è quindi deciso di adottare per p tale forma, stimando la varianza e la media della normale utilizzata in modo da minimizzare la somma dei quadrati dei residui della regressione. ..." (Banca d'Italia, 1986, pag.50 e segg.).

Per il resto, nella funzione di domanda della moneta "finanziaria" si inseriscono, come di consueto, i differenziali di rendimento di alcune attività significative, solo che in questo caso le attività alternative contemplate sono diverse a seconda che si consideri la parte iniziale del periodo di "innovazione" (in cui predominavano i titoli a lunga e certe attività estere) o la parte finale (in cui predominano B.G.T. e C.C.T.); la variabile "transattiva" non è più il reddito ma la

"domanda interna" (P.I.L.+importazioni), e, infine, va rilevato che il singolare meccanismo di ponderazione utilizzato consente di valutare i mutamenti intercorsi nelle elasticità dei tassi di rendimento delle attività finanziarie rispetto al reddito tra il momento iniziale e quello finale della modifica istituzionale.

La funzione di reazione della banca centrale è implicita, perché, come viene osservato, "...considerando il tasso sul B.O.T. come esogeno, la creazione di base monetaria è endogena al modello. Tale aggregato è ottenuto per somma delle forme di utilizzo della base monetaria stessa che, per dati tassi, sono determinate dalla domanda degli operatori."(Banca d'Italia, 1986, Pag.54). La presenza nella stessa funzione di domanda di moneta di un movente transattivo e di un movente "finanziario" (ma si potrebbe quasi dire "speculativo") ha un sapore vagamente keynesiano, forse non deliberato.

#### 6.Osservazioni conclusive.

L'esigenza di ottenere buone stime della funzione di domanda di moneta ha costretto gli autori ad allargare continuamente il numero e la complessità dei regressori. La validità previsiva dei modelli si limita di solito al breve periodo, e l'attendibilità delle previsioni richiede spesso l'introduzione di variabili dummy e di varie ipotesi "ad hoc".

Volendo confrontare la teoria economica con l'esperienza empirica, non si può fare a meno di notare un certo atteggiamento euristico da parte degli autori dei modelli, caratterizzato, per esempio, dalla definizione "in modo sempre più elastico" di molte

variabili, come nel caso dell'introduzione dell'ipotesi del reddito permanente. Oltre a questo si riscontra nella modellistica econometrica una crescente attenzione verso la struttura dei tassi e verso i meccanismi di aggiustamento, mentre sono sempre state utilizzate variabili esplicative che colgono gli aspetti "distributivi".

Tenendo conto degli sviluppi recenti del dibattito metodologico, non si può attribuire ai modelli alcuna velleità di verifica empirica, mentre la continua riformulazione di alcune ipotesi caratterizzanti le principali scuole di pensiero, nonché il crescente ricorso ad espedienti "ad hoc" nelle stime dei modelli, potrebbe suggerire un approccio "neo istituzionalista" ai problemi dibattuti in sede teorica.

#### APPENDICE

Nelle pagine seguenti riportiamo su delle tavole sinottiche (2) le principali formulazioni della domanda di moneta comparse nella letteratura econometrica riguardante l'Italia, fino al 1986. Cominciamo con le formulazioni "strutturali". Ricordiamo che le variabili utilizzate di solito nelle funzioni di domanda di moneta sono nella forma logaritmica, e, qualora non la fossero, saranno indicate con il segno " ' ". I tassi di rendimento sotto forma di differenziale saranno invece indicati con il segno "\*", e nelle note verrà indicato qual è il tasso rispetto al quale si calcola la differenza. Ogni equazione sarà identificata con un numero romano, cui si farà riferimento per indicare altre eventuali precisazioni. Nell'intestazione delle colonne delle tavole sinottiche sono indicate le variabili indipendenti utilizzate, in modo che, per ogni equazione sarà indicato solo il coefficiente corrispondente al regressore della colonna. Naturalmente l'intercetta, essendo presente in tutte le formulazioni, non è stata indicata con una colonna propria.



Tavola 1:

## FORMULAZIONE "STRUTTURALE"

variabile dipendente  (e autore della stima)	variabile di scala		var. dip ritard.	tassi di rendimento			redd. perm.	tass infl	altre var.
	Y/P N	M/C		euro doll 3 mesi	tit. di sta- to	tit. obbl			
(I) Giarda 1966 M/Y	a					b		c	
(II) 1970 Cotula M/C		a	b		c				
(III) 1980 Spinelli $\left[ \frac{M/P}{N} \right]^{**}$	a					b			
(IV) 1982 Calliari Spinelli Verga $\left[ \frac{M/P}{N} \right]^{**}$				c'	d'		a	b'	e***

\*\* Quantità di moneta desiderata dal pubblico

\*\*\* Oltre alle variabili tipicamente usate nelle funzioni di domanda di moneta Calliari, Verga e Spinelli Hanno utilizzato una variabile di trend e tre variabili stagionali, che, naturalmente, non sono espresse in forma logaritmica, così come non sono in forma logaritmica i valori dei tassi di rendimento delle attività finanziarie alternative.

Y=reddito a prezzi correnti

P=indice dei prezzi

C=consumo privato

N=popolazione

(I) l'equazione qui riportata dal modello di Giarda è stimata su dati annuali e trimestrali; presenta come variabile dipendente la Moneta M<sub>1</sub>, e, tra i regressori, la popolazione, caratteristica

non più ripresa da nessun altro modello. L'utilizzazione del reddito reale pro-capite come variabile di scala è in questo caso equivalente all'utilizzazione del reddito reale e della variabile "popolazione" con un coefficiente più basso, trattandosi, come si è detto in precedenza, di forme logaritmiche. L'equazione di domanda di moneta è completata dall'inserimento di due equazioni alternative: una ipotizza l'aggiustamento dello stock nominale di moneta, l'altra ipotizza l'aggiustamento dello stock di moneta per unità di reddito.

II) Il lavoro di Cotula (18.b) comprende diverse stime calcolate su dati trimestrali negli anni 1951-1967; quella qui riportata è la domanda di circolante, espressa "per unità di consumo privato", secondo un principio di "destinazione" e, talvolta, di gerarchia nell'ordine di scelta temporale che caratterizza i lavori econometrici della Banca d'Italia sul settore monetario.

IV) I tassi di rendimento considerati nel modello di Verga, Calliari e Spinelli sono il rendimento delle obbligazioni, il tasso atteso di inflazione (calcolato in diversi modi, secondo un modello ARIMA, in base alle indagini ISCO-Mondo economico, e utilizzando il tasso effettivo), che dovrebbe rappresentare il costo opportunità di detenere moneta liquida, ed il tasso sull'eurodollaro a tre mesi. Tutti i tassi sono considerati in valore assoluto, e non come differenziali rispetto ad un tasso rappresentativo; questo fatto potrebbe far insorgere problemi di multicollinearità, anche se i tassi provengono da comparti differenti: non si può infatti escludere a priori che sussista una correlazione ad esempio tra il tasso di inflazione e il tasso sulle obbligazioni, oppure che una congiuntura internazionale favorevole o sfavorevole determini effetti (in tutto o in parte) analoghi nel rendimento sull'eurodollaro a tre mesi e in quello sulle obbligazioni. Il problema della multicollinearità è tanto più grave se si considera che la prima delle specificazioni (aggiustamento entro l'anno e reddito effettivo) viene stimata con il metodo dei minimi quadrati.

Si riportano ora le altre principali formulazioni della funzione di domanda di moneta nella letteratura econometrica italiana. Il segno ' riferito alla variabile dipendente indica che tale variabile non è espressa in forma logaritmica, ma lineare. Il segno ^ posto sopra un coefficiente indica che la variabile a cui tale coefficiente si riferisce non è espressa in forma logaritmica. Il segno \* a fianco di un coefficiente indica che la variabile cui il coefficiente si riferisce è espressa in forma di differenza rispetto ad una particolare grandezza, che sarà indicata nei commenti alle tavole. I numeri romani nella colonna delle variabili dipendenti servono come riferimento per i commenti alle tavole sinottiche. Il segno . a fianco del coefficiente indica che la variabile indipendente a cui è riferito il coefficiente è moltiplicata per un insieme di "pesi" decrescenti corrispondenti ad effetti ritardati; per ulteriori precisazioni sul meccanismo dei ritardi rimandiamo ai commenti sui singoli modelli. Il segno " -" sopra i coefficienti indica che la variabile è espressa in termini reali.

FORMULAZIONE "STANDARD"

variab. dipend.	variabile di scala			tassi di rendimento su:							imp eur dep a tre mes	de flato ri	var dip rit	quota di redd. da lav. dip.	ca pa ci tà pr. uti liz zat a	altri regr. usati
	Y C o r r.	Y F e r m.	A. F. l.	Var dip	E. O. T.	B. T. P.	C. C. T.	O b b l.	A. F. I.	D e p.						
I) Fazio 1969 M1'	a															
M1'	a*							$\hat{b}$ (generico tasso di lungo periodo)								
II) Cotula 1970 c/c (conti corr.)	a	b						c (tasso sul tit. di st.)								
III) D'Adda 1976 M1	a											c		b		
c/c	a		b					c (generico tasso di lungo)								
IV) Canarella e Roseman 1978 M2/P	a							tasso a lunga su tit. pubbl								
V) Banca d'Italia 1979 M1'	a							(generico tasso sul tit. di st.)								$\hat{b}$
M2-M1	a				$\hat{c}$	*	$\hat{e}$							$\hat{d}$		$\hat{b}$

N.B. : Nell'equazione della Banca d'Italia del 1979, il coefficiente  $\hat{\beta}$  è riferito al saldo della bilancia dei pagamenti, mentre  $\hat{\beta}$  ai consumi finali. La variabile "tasso sui depositi" è moltiplicata per i consumi finali. Il coefficiente  $\hat{\alpha}$  si riferisce al totale dei prestiti bancari. Il valore della variabile dipendente e di tutte le variabili è espresso nella forma  $(1-L)X$ , dove X è la generica variabile, e L è l'operatore ritardo.

Variab. dipend.	Variabile di scala			Tassi di rendimento su:									De-ria to-ri	Var dip rit	Quota di redd. da lav. dip.	Ca-pa-ci-tà pr. uti liz za-ta	Altre var. indip usate
	Y C o r r.	Y P e r m.	A. F. I.	Var dip	B. O. T.	B. T. P.	C. C. T.	O b b l.	A. F. I.	D e p.	Imp Ban che a bre ve	Eur dep a 3 me si					
VI) 1981 Fase - Den Butter																	t. di infl. e indi- cato- re di ciclo c., d.
M2	$\bar{b}$												$\bar{a}$				
VII) Bough- ton 1979																	
M1/P	$\bar{a}$												$\bar{b}$	$\bar{d}$			
M2/P	$\bar{a}$												$\bar{b}$	$\bar{d}$			
VIII) Tullio 1981																	
M1/P	$\bar{a}$																
M2-M1																	
P														(e) $\bar{b}$			d ricch e- ster- na
IX) 1983 Caranza Micossi Villani																	
M1, M2, M3	$\bar{a}, (\bar{b})$												$\hat{\alpha}^*$	$\hat{e}^*$	$\hat{d}$		$\hat{c}$

Variab. dipend.	Variabile di scala			Tassi di rendimento su:								De- fla to- ri	Var dip rit	Quota di redd. da lav. dip.	Ca- pa- ci- tà pr. uti- liz- za- ta	Altre var. indip usate	
	Y C o r r. r. m.	Y P e r r. m.	A. F. I.	Var dip	B. O. T.	B. T. P.	C. C. T.	O b b l.	A. F. I.	D e p.	Imp Ban che a bre ve						Eur dep \$ a 3 me- si
X) 1985 Cotula, Galli, Lecaldano, Sannucci, Zautzik M1/P (M2/P) - (M2/P) -1										a				e	b		c, d
	g	b	â*	Ĉ*			ô*			é*	î*	h				l	â, ñ

V) Nell'equazione della Banca d'Italia del 1979 (17.b) i tassi di rendimento dei titoli di stato, delle obbligazioni e dei prestiti bancari sono espressi come differenze rispetto al rendimento dei depositi bancari.

VI) Nel modello di Fase-Den Butter (16.b) vengono proposti due indicatori del ciclo: uno è il tasso di disoccupazione, l'altro è un indice derivante da una destagionalizzazione di un indicatore del "business cycle". I dati vengono "filtrati" fuori dal modello servendosi di uno schema di ritardi ponderati.

VIII) Nel modello di Tullio del 1981 il tasso sui depositi è espresso come differenziale rispetto al tasso atteso di inflazione, il rendimento sui titoli a medio e lungo termine è espresso come differenza rispetto al tasso sui depositi.

IX) Nel modello di Caranza, Micossi e Villani (25.b) i tassi sono espressi come differenze rispetto al tasso proprio dell'attività di cui si effettua la stima. Si introduce poi sia la ricchezza (sotto forma di reddito permanente secondo l'ipotesi monetarista) sia come sola variabile di scala che come variabile aggiuntiva rispetto al reddito effettivo, anche se l'aggiunta di tale variabile, come si è detto in precedenza, non ha comportato, per gli autori, l'utilizzo di un "test di specificazione".

X) La prima equazione del modello di Cotula, Galli, Lecaldano, Sannucci e Zautzik (27.b), riporta due coefficienti nella colonna riservata alle "altre variabili": uno è riferito ai consumi finali a prezzi correnti, l'altro al "numero di sportelli bancari operanti". Per quanto riguarda la seconda equazione del modello,

- I tassi di rendimento sono tutti espressi nella forma di differenziali, e in particolare si ha:
- differenziale tra il rendimento di M2 (al netto di imposta) e il rendimento medio ponderato di B.O.T. e C.C.T.: il differenziale è moltiplicato per la quota di B.O.T.+ C.C.T. sulle Attività finanziarie sull'interno (A.F.I.);
  - differenziale tra il rendimento di emissione delle obbligazioni degli istituti di credito mobiliare e quello netto di imposta di M2, moltiplicato per la quota delle altre attività finanziarie sul totale delle A.F.I.;
  - differenziale tra il rendimento medio ponderato del B.O.T. e B.T.P. e quello netto di imposta su M2
  - differenziale sul tasso di rendimento netto sugli impieghi bancari e quello netto di imposta della M2
  - differenziale fra il tasso di interesse sugli eurodepositi in dollari a tre mesi e il rendimento di M2 al netto di imposta.
- Compiono inoltre come "altri regressori": il tasso di crescita della M2 nel quarto trimestre attribuibile all'accrescimento di interessi a fine anno; il tasso di crescita corrente delle attività finanziarie reali meno il tasso di crescita medio negli otto trimestri precedenti.

#### BIBLIOGRAFIA

- BANCA D'ITALIA "Modello Econometrico dell'Economia Italiana" (MIBI) Roma, 1970, Banca d'Italia.
- BANCA D'ITALIA "Modello Econometrico dell'Economia Italiana", Roma, 1980, Banca d'Italia.
- BANCA D'ITALIA, "Modello Trimestrale dell'Economia Italiana (versione al 31 ottobre 1986)", Roma 1986, Banca d'Italia.
- BOUGHTON, J. M., "Demand for Money in Major OECD Countries" OECD Occasional Studies, January, 1979.
- CAGAN, P., SCHWARTZ, A.J. "Has the Growth of Money Substitutes Hindered Monetary Policy?", Journal of Money, Credit and Banking, may 1975.
- CALLIARI, S., SPINELLI, F., VERGA, G., "La Domanda di Moneta in Italia: una Valutazione della Letteratura e NUove Stime" in "Saggi di Politica Monetaria e Fiscale" a cura di F. Spinelli e G. Tullio, CEEP-Franco Angeli, 1982.
- CANARELLA, G., ROSEMAN, R. M., "The Demand for Money: some Evidence for Western Europe" Schweizerische Zeitschrift fur Volkswirtschaft und Statistik, 1978, n.1.
- CARANZA, C., MICOSI, C., VILLANI, S. "La Domanda di Moneta in Italia: 1963-1981", in "Ricerche sui Modelli per la Politica Economica", Banca d'Italia, 1983.
- CAROTI GHELLI, F. "Statistica Bayesiana" Milano, 1978, Franco Angeli.
- COTULA, F. "La Domanda di Moneta", Roma, 1970, Banca d'Italia.
- COTULA, F., GALLI, G., SASSO LA TERZA, E., SANNUCCI, V., ZAUTZIK, E. "Una Stima delle Funzioni di Domanda delle Attività Finanziarie", Roma, Banca d'Italia, 1985.
- D'ADDA, C., DE ANTONI, E., GAMBETTA, G., ONOFRI, P., STAGNI, A. "Il Modello di Bologna", Bologna, 1976, Il Mulino.
- DESAL, M., "Testing Monetarism", London, 1981, Pinter.
- FASE, M.M.G., DEN BUTTER, F.A.G., "The Demand for Money in EEC

- Countries. *Journal of Monetary Economics*, n.8, 1981.
- FAZIO, A. "Base Monetaria e Controllo del Credito in Italia" *Moneta e Credito*, 1969, pp. 82-106.
- FILIPPI, F. "Modelli Economici e Analisi Causale", Roma, 1984, La Nuova Italia Scientifica
- FRIEDMAN, M. "The Demand for Money, some Theoretical and empirical results", *Journal of Political Economy*, aug. 1959.
- GAMBETTA, G. "Econometria", nel "DIZIONARIO di Economia Politica" diretto da G. Lungilli, Torino, 1987, Eoringhieri.
- GAMBETTA, G., SARTORE, D. "Il Concetto di Causalità in Econometria", in "Causalità e Modelli Probabilistici", a cura di M. G. Galavotti e G. Gambetta, Bologna, 1983, CLUEB.
- GIARDA, P. "La Domanda di Moneta in Italia: un Modello Econometrico" *Riv. internaz. di Scienze Sociali*, LXXV, 501-540.
- GOLDBERGER, A.S. "Econometric Theory", J.Wiley & sons, N.Y., 1964.
- GOLDFELD, S. M. "The Demand for Money Rvisited" in *Brooking Papers on Economic Activity*, n. 4, 1973.
- GOLDFELD, S. M. "The Case of the Missing Money", *Brooking Papers on Economic Activity*, n. 7, 1976.
- GORDON, R.G. "The Short-Run DEMand for Money: a Reconsideration" *Journal of Money, Credit and Banking*, n.4, nov. 1984.
- GRANGER, C.W., NEWBOLD, P. "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, n.2, 1974.
- HELLER, H. R., KHAN, M. S. "The Demand for Money and the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Political Economy*, n.2, 1979.
- HICKS, J. "Analisi Causale e Teoria Economica", Bologna, 1979, Il Mulino
- KALDOR, N. "Il Flagello del Monetarismo" 1984, Torino, Loescher.
- MELTZER, A.H. "Money, Intermediation and Growth", *Journal of economic Litterature*, n.7, 1969, pp.27-56
- PODOLSKI, "Financial Innovation and the Money Supply", 1986, Basil Blackwell, Oxford.
- POPPER, K. "Logica della Scoperta Scientifica", 1970, Torino, Einaudi
- SIMON, H. A. "Le Teorie della Razionalità Limitata", e "La Razionalità in Economia: un Artificio per l'Adattamento" in "Causalità, Razionalità, Organizzazione", Bologna, il Mulino, 1985.
- SPINELLI, F. "The Demand for Money in the Italian Economy: 1867-1965" *Journal of Monetary Economics*, n.4, 1980.
- SWAMY, P.A.V.B., BARTH, J.R., TINSLEY, P.A. "The Rational Expectation Approach to Economic Modeling", *Journal of Economic Dynamics and Control*, n. 4, 1982
- TULLIO, G. "Demand Management and Exchange Rate Policy: the Italian Experience", *I.M.F. Staff Papers*, march 1981.
- VANCE ROLEY, V. "Money Demand Predictability", *Journal of Money, Credit and Banking*, nov. 1985.
- WALLIS, K.F. "Econometric Implications of the Rational Expectation Hypothesis", *Econometrica*, Jan.1980
- ZAMAGNI, S. "Causalità ed Economia: a Proposito di un Saggio di Hicks", in "Note Economiche", n.3, 1980
- ZELLNER, A. "An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics", New York, 1971, John Wiley & sons.