

Gambetta, Guido; Orsi, Renzo

Working Paper

Formulazione empirica di ipotesi teoriche e loro valutazione econometrica

Quaderni - Working Paper DSE, No. 82

Provided in Cooperation with:

University of Bologna, Department of Economics

Suggested Citation: Gambetta, Guido; Orsi, Renzo (1989) : Formulazione empirica di ipotesi teoriche e loro valutazione econometrica, Quaderni - Working Paper DSE, No. 82, Alma Mater Studiorum - Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche (DSE), Bologna, <https://doi.org/10.6092/unibo/amsacta/5314>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/158925>

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/>

FORMULAZIONE EMPIRICA DI IPOTESI TEORICHE
E LORO VALUTAZIONE ECONOMETRICA

*Guido Gambetta*¹

*Renzo Orsi*²

-
- 1 - Università di Bologna
2 - Università della Calabria

1. Introduzione.

Nel commentare l'attribuzione del premio Nobel per l'economia a Trygve Haavelmo, quasi tutti i giornali italiani riportavano la frase "per aver dimostrato come le teorie economiche possano essere provate". Così nonostante le cautele e le smentite degli econometrici sulla capacità della disciplina di raggiungere questo ambizioso obiettivo, sembra che la valutazione empirica delle teorie economiche sia ancora il risultato che rende l'econometria degna di nota (e un suo cultore degno di un premio prestigioso). E' anche vero, però, che spesso si sottolinea (vedi Gilbert, 1989, per l'esempio più recente) come gli economisti non giungano mai a rifiutare una teoria, o almeno non sulla base della sola evidenza econometrica. In tal caso la popolarità dell'econometria sarebbe dovuta al fatto che si ricordano solo le sue conferme e mai le sue smentite. Ma il metodo econometrico può giungere a rifiutare una teoria economica? Gilbert (1989) ricorda un fatto ormai ampiamente riconosciuto, cioè che la teoria economica non viene applicata direttamente ai dati osservati, ma che fra la prima e i secondi stanno delle entità che possiamo chiamare modelli empirici. Se le cose stanno così, noi possiamo verificare i modelli, ma non possiamo verificare direttamente le teorie; il problema è allora quello di stabilire se possiamo interpretare questi test sui modelli come test indiretti sulle teorie. La letteratura metodologica su questo problema può essere fatta risalire ai lavori di Suppes (vedi per esempio, Suppes, 1962) ma è stata riferita essenzialmente alle discipline sperimentali. Le implicazioni in un caso non sperimentale come quello dell'econometria sono state considerate solo recentemente. Nel nostro caso, le maggiori difficoltà nel trasferire i test sui parametri dei modelli empirici ai corrispondenti parametri dei modelli teorici sono dovute al fatto che non sempre è agevole stabilire le relazioni fra i due gruppi di parametri a causa della necessità di affiancare ipotesi ausiliarie ai modelli empirici, e per il fatto che le ipotesi di *ceteribus paribus* sono

diverse nei due tipi di modelli.

Esempi tipici di tale situazione sono costituiti dai meccanismi ad hoc per rendere misurabili le aspettative, dalle condizioni semplificatrici per permettere l'aggregazione fra gli individui, dalla linearità delle relazioni funzionali.

Se queste difficoltà sono insormontabili, allora il ruolo della costruzione di modelli empirici si riduce alla ricerca di una soddisfacente rappresentazione empirica di una teoria senza poter avere la pretesa di rifiutare le sue proposizioni. Esempi di questo caso possono essere considerati i modelli macroeconomici di grandi dimensioni che vengono utilizzati a scopi di previsione e di simulazione di politiche economiche alternativi (vedi la relazione di I. Visco nel presente volume).

Ma ci sono anche altri problemi: non tutte le teorie economiche sono state costruite per descrivere direttamente la realtà. In tal caso un legame diretto con la costruzione di modelli empirici è per definizione preclusa. Dall'altro lato, non tutti i modelli empirici vengono derivati esplicitamente da un modello teorico, ma hanno con la teoria solo delle relazioni molto vaghe e in tal caso non possono avere la pretesa di rifiutare proposizioni teoriche.

Data la generalità e l'estrema complessità di tutti questi problemi abbiamo preferito concentrarci su alcuni loro aspetti particolari. Ritornando per un momento alla recente assegnazione del Premio Nobel notiamo che essa è motivata dalla "elaborazione dei fondamenti probabilistici della metodologia econometrica e dell'analisi delle strutture economiche simultanee" e questo è il contesto generale nel quale ci muoveremo.

La natura stocastica del modello e le conseguenze poste dalla simultaneità delle relazioni sono i due temi sui quali è nata l'indagine econometrica nei suoi rapporti con la teoria economica. Su questi temi è ancora aperto il dibattito e anzi sono numerosi i contributi recenti.

In questo ambito, la tesi della presente relazione è la seguente: nonostante le difficoltà poste dai problemi appena ricordati

riteniamo che sia possibile affrontare il problema del rifiuto di una proposizione teorica mediante i metodi econometrici. Ciò però è possibile solo in casi particolari e con un uso appropriato di una metodologia che, se non è unica, deve essere però chiaramente esplicitata. Quale sia poi l'effetto del rifiuto di una proposizione teorica sul corpo della teoria è un problema che va al di là della stretta indagine econometrica.

Un'ultima osservazione prima di entrare nel vivo dell'argomento. I fondatori della Società Econometrica internazionale erano i grandi economisti dell'epoca: I. Fisher, J. Schumpeter, J.M. Keynes, fra gli altri. La loro preparazione comprendeva in modo approfondito sia la matematica sia la statistica e ciò è vero anche per i componenti della Cowles Commission degli anni '40 e '50, fra i quali si possono citare T.C. Koopmans, J. Marschak, R.L. Klein.

In questi ultimi venti anni, soprattutto in Italia, è stato dato maggior peso alla preparazione matematica rispetto a quella statistica e ciò ha prodotto un maggiore interesse per la modellistica teorica rispetto a quella applicata.

Gli economisti che abbiamo in mente nel proporre questa relazione sono quelli interessati a sapere se le proposizioni espresse all'interno della teoria economica sono in accordo con i fatti (il che verosimilmente riduce in modo drastico il numero di proposizioni rilevanti). Il fatto che quell'economista sia anche un econometrico è un problema secondario per il seguito della relazione.

Nel prossimo paragrafo illustreremo il contesto econometrico nel quale ci muoviamo e cercheremo di mostrare quali sono le caratteristiche desiderabili che un modello deve assolvere allo scopo di sottoporre a verifica un'ipotesi teorica. Successivamente illustreremo questi concetti analizzando un esempio empirico tratto dalla recente letteratura economica, cercando di suggerire qualche proposta operativa.

2. Ipotesi teoriche e modelli empirici.

Abbiamo scelto nella nostra relazione di non fare una rassegna delle tecniche utilizzate in econometria e dei loro campi di applicazione nelle scienze economiche (vedi per esempio, Pagan e Wickers, 1989).

Del resto nella sezione dedicata alle comunicazioni verranno presentati alcuni contributi su una serie di temi specifici trattati nell'ambito della ricerca econometrica che si svolge in Italia. Lo scopo è invece come abbiamo detto quello di discutere alcune questioni che riteniamo rilevanti su un punto cruciale dell'attività di ricerca in una disciplina non sperimentale: l'utilizzazione di modelli empirici per giungere a rifiutare (o a non rifiutare) un'ipotesi teorica. Alla base della relazione vi sono almeno due convinzioni, sulle quali ci soffermeremo in modo approfondito: 1) il procedimento di verifica di un'ipotesi teorica solo raramente può essere ricondotto in modo semplice a quello della verifica di un'ipotesi statistica, per esempio sul valore di uno o più parametri dell'equazione di un modello; 2) il modello specificato deve stare in una certa relazione con i dati e soddisfare una serie di requisiti statistici prima di poter essere utilizzato per la verifica dell'ipotesi teorica. Il primo punto riguarda ciò che alla costruzione del modello può dare la teoria economica mentre il secondo punto riguarda ciò che può dare la metodologia statistica. La ricomposizione di questi due pezzi di informazione in modo tale da costruire uno strumento utilizzabile per lo scopo indicato è il compito più delicato e purtroppo su questo l'indagine econometrica non ha ancora prodotto risultati del tutto convincenti: più avanti cercheremo di mostrare che in questi ultimi anni sono stati però ottenuti progressi incoraggianti.

Il contenuto della relazione dovrebbe anche mostrare che la scelta dell'argomento è solo apparentemente riduttiva; certo i modelli possono essere costruiti anche per altri scopi, per esempio per effettuare delle previsioni, oppure per organizzare le

osservazioni empiriche e suggerire ipotesi teoriche o, ancora, per descrivere il funzionamento di un insieme di fenomeni. Per esempio, nella relazione di B. Contini contenuta nel presente volume, si mostra come in uno specifico caso l'analisi esplorativa dei dati, eseguita prima di formulare precise ipotesi teoriche, possa suggerire una spiegazione soddisfacente del fenomeno in esame.

Mostreremo che la costruzione di un modello che ha lo scopo di valutare ipotesi teoriche alternative solleva una problematica che ha delle relazioni con i casi appena citati, ma non sempre produce un risultato che può essere utilmente utilizzato anche per altri scopi.

Ciò è essenzialmente dovuto al fatto che all'interno dei modelli empirici, accanto ai parametri cui siamo interessati per i procedimenti di verifica delle ipotesi, appaiono parametri, detti di disturbo, che possono essere diversi a seconda degli scopi per i quali i modelli sono stati costruiti. Tra l'altro l'esistenza di questi parametri sottolinea il fatto che, nella pratica econometrica, ci troviamo di fronte a una pluralità di modelli con una struttura formale simile, ma con proprietà statistiche molto differenti.

Il tipo di modello empirico che qui ci interessa è un sistema di equazioni simultanee collocato nell'ambito del cosiddetto approccio "strutturale" la cui prima elaborazione risale ai contributi apparsi nelle monografie della citata Cowles Commission (vedi, per un'ampia rassegna, Epstein, 1987). Ricordiamo qui gli aspetti fondamentali di tale approccio: 1) l'attenzione è rivolta ai modelli di equazioni simultanee; 2) il metodo di stima per i parametri del modello è quello della massima verosimiglianza a informazione completa; 3) le condizioni di identificazione riguardano i modelli completi nei quali cioè il numero delle equazioni è uguale al numero delle variabili endogene. Una conseguenza importante di questo fatto è che viene fissata a priori la distinzione fra variabili endogene e variabili esogene. In tal caso lo studio delle condizioni di identificazione si

riconduce all'individuazione da parte del ricercatore di quali variabili esogene sono incluse o escluse da ogni singola equazione. L'autore che più compiutamente ha descritto tale approccio è senza dubbio T.C. Koopmans. Rileggendo i suoi lavori (vedi per esempio, Koopmans, 1945) ci si accorge quanto egli fosse consapevole delle difficoltà sottostanti tre delle quali sono particolarmente rilevanti: 1) la distinzione artificiale e in ogni caso determinata a priori fra variabili endogene ed esogene; 2) il trattamento del modello quando vi sono variazioni nei parametri strutturali; 3) la validità solo asintotica del metodo della massima verosimiglianza. Le difficoltà erano note, ma le loro conseguenze non sono state valutate che in modo parziale negli anni '60 e '70.

Recentemente, a partire dagli anni '80, la problematica è stata ripresa soprattutto da tre autori che, nella letteratura corrente (vedi per esempio Epstein, op. cit., Pagan, 1987, Phillips, 1988) vengono citati come i rappresentanti di tre diversi tipi di metodologie econometriche.

E' interessante notare che gli approcci dei tre autori si differenziano per il diverso atteggiamento nei confronti dei tre problemi citati. Il primo di questi autori è Sims (1980) il quale ritiene che la mancata soluzione al primo problema sia la causa della inadeguatezza empirica della maggior parte dei modelli esistenti: poche variabili possono essere classificate genuinamente come esogene e di conseguenza i modelli simultanei strutturali sono solo apparentemente identificati. La soluzione è allora quella di ricorrere a modelli in cui le variabili entrano tutte in modo simmetrico e sono pertanto tutte trattate come endogene (un'idea che era già presente agli albori dell'econometria, vedi Frisch, 1934).

I modelli proposti (indicati con VAR, abbreviazione di Vector Auto Regression) sono in sostanza delle forme ridotte nelle quali ogni variabile endogena dipende dai propri valori ritardati e da quelli di tutte le altre variabili endogene.

In linea di principio la scelta di usare un modello VAR comporta il rifiuto della pratica econometrica di specificare e stimare un'equazione di comportamento alla volta, nell'idea appunto che le informazioni disponibili non siano in grado di identificare separatamente le funzioni di comportamento dei diversi operatori nelle quali, secondo l'approccio tradizionale, i parametri avrebbero un significato "strutturale". Utilizzando dei modelli VAR la verifica di ipotesi teoriche è possibile in generale solo quando tale verifica può essere ricondotta allo studio dell'esistenza e della direzione di quella che viene chiamata la "causalità di Granger" una relazione di causa-effetto tra variabili basata sull'individuazione di una precedenza temporale di una variabile sull'altra. Tale relazione è definita come un legame fra una variabile al tempo t e un'altra variabile al tempo $t+1$, tale che la previsione della seconda risulta migliore se si tiene conto della prima. Vincoli a zero sui parametri del modello (i ritardi di certe variabili non influiscono sui valori futuri di certe altre variabili) possono essere sottoposti a verifica con test basati sul rapporto di verosimiglianza mediante il confronto fra modelli vincolati e non vincolati.

Il secondo autore è Leamer (1987) il quale, invece, accetta in linea di principio l'approccio strutturale al disegno del modello e l'approccio uniequazionale alla specificazione empirica e alla stima dei parametri, ma respinge decisamente l'uso di metodi di stima basati sul criterio della massima verosimiglianza le cui proprietà ottimali, come abbiamo detto, sono valide solo asintoticamente. Le proprietà dei test basati sul rapporto di verosimiglianza sono subordinate alla validità di un insieme di "ipotesi mantenute" che Leamer chiama assioma di corretta specificazione (insieme dei regressori completo, residui non autocorrelati, varianze omoschedastiche, parametri costanti nel tempo, serie temporali stazionarie, ecc.); tali test sono basati su un metodo di stima che è molto sensibile a errori di specificazione e pertanto le conclusioni saranno poco affidabili. Per giudicare sul rifiuto di una ipotesi statistica in base ai

valori stimati dei parametri dobbiamo, secondo Leamer, fornire una misura della variabilità dei parametri introdotta da possibili errori di specificazione (come l'omissione di una variabile rilevante).

La conoscenza di tale variabilità può chiarire se il rifiuto di un'ipotesi è dovuto alla variabilità dei dati o alla presenza di errori di specificazione. L'approccio di Leamer è teoricamente attraente, ma poco praticabile; innanzitutto l'analisi si complica in modo non trattabile quando è applicata a più di due parametri e inoltre è estremamente dipendente dal tipo di errore di specificazione. Il solo esempio trattato esplicitamente è quello relativo all'incertezza nell'introduzione di variabili esplicative alternative in una relazione lineare.

Un'altra strada alternativa suggerita da altri autori (vedi Pagan, 1987) è quella di utilizzare metodi di stima robusti che siano cioè poco sensibili a errori di specificazione.

Il terzo autore è Hendry, anche se è certamente sbagliato e a volte forse controproducente riferire soltanto al suo nome un insieme di risultati dovuti a un gruppo abbastanza vasto di ricercatori europei (tutti più o meno allievi di Sargan come Harvey, Mizon, Richard, Holly) e americani (fra gli altri Engle e White).

L'atteggiamento di questo gruppo di ricercatori nei confronti dei tre problemi iniziali è di tipo costruttivo (e a volte in Hendry, eccessivamente ottimistico): si cerca cioè di salvare l'approccio tradizionale della Cowles Commission introducendo da un lato delle considerazioni pratiche basate sull'esperienza del lavoro di econometria applicata e dall'altro integrando i risultati originali con nuovi contributi teorici che cercano di superare le critiche dei due autori precedenti.

Dal punto di vista pratico si riconosce che, soprattutto per i modelli macroeconomici, la specificazione di una equazione (per esempio la funzione di consumo) non avviene simultaneamente alle altre equazioni del modello, anche se fra le variabili esplicative vi sono delle variabili endogene. Il trattamento di una equazione

alla volta nell'ambito di un modello di equazioni simultanee viene trattato come un caso particolare di modelli "incompleti" nei quali il numero delle variabili endogene è superiore al numero delle equazioni specificate. Il problema fondamentale da risolvere è allora di capire se l'inferenza (in particolare la verifica di ipotesi teoriche nel nostro caso) ottenute sulla parte specificata del modello (l'equazione della variabile endogena che indichiamo con y) rimangono valide nonostante la perdita di informazioni dovuta alla parte non specificata (le equazioni delle variabili endogene che indichiamo con Z). Scriviamo l'equazione nel modo seguente:

$$y = Z\alpha + X_1\beta + u \quad (1)$$

dove y , Z , X_1 e u sono tutte variabili stocastiche e, in particolare,

y è il vettore corrispondente alla variabile endogena della parte specificata del modello;

Z è la matrice delle variabili endogene della parte non specificata del modello;

X_1 è una matrice di variabili predeterminate;

u è il vettore di una variabile non osservabile di media nulla;

α e β sono due vettori di parametri incogniti da stimare.

La differenza dal punto di vista statistico fra le variabili X_1 e le variabili Z sta nel fatto che mentre le prime non sono correlate con la variabile u , le seconde lo sono proprio a causa della loro "endogenità". In simboli

$$E(u, X_1) = 0$$

$$E(u, Z) \neq 0$$

dove $E(\)$ sta per "valore atteso".

Come è noto la presenza di variabili come le Z ha come conseguenza la non consistenza del metodo dei minimi quadrati ordinari per la stima dei parametri α e β e, in generale, la perdita di efficienza di metodi come minimi quadrati a due stadi per la mancata specificazione delle equazioni

corrispondenti.

L'equazione (1) è, come si usa dire, in forma "strutturale" proprio in quanto specifica una variabile endogena relativa al comportamento di un aggregato di operatori economici in funzione di altre variabili endogene. Il modello viene successivamente "completato" specificando la forma ridotta non vincolata per le variabili Z .

$$Z = X\pi + V \quad (2)$$

con

$$X = X_1 X_2$$

dove

X_2 è una matrice di variabili stocastiche osservabili

V è una matrice di variabili stocastiche non osservabili di media nulla

π è una matrice di parametri incogniti da stimare.

In altre parole non si entra nel merito della parametrizzazione delle altre equazioni strutturali che è giudicata non di interesse per il problema inferenziale. Le variabili X_2 vengono dette strumentali e devono soddisfare la proprietà di essere correlate con le variabili Z , in simboli

$$E(X_2, Z) \neq 0$$

Le stesse variabili non sono però correlate con la variabile y , e quindi con la variabile u , condizionalmente a Z e X_1 in simboli

$$E(y, X_2 | Z, X_1) = 0$$

In altre parole, le X_2 non contribuiscono alla spiegazione di y una volta che questa è già spiegata da Z e X_1 . Così le variabili X_2 sono correttamente escluse dalla (1) e correttamente incluse nella (2).

In questo contesto a informazione limitata vengono situati i procedimenti di specificazione del modello e di verifica di ipotesi. Per rispondere alle perplessità di Leamer, gli autori suggeriscono di far precedere alla verifica dell'ipotesi teorica sui parametri α e β della (1) una fase in cui vengono

sottoposte a verifica statistica le "ipotesi mantenute" di corretta specificazione: particolarmente rilevanti, come vedremo, sono la costanza dei parametri α e β nel periodo campionario e l'assenza di autocorrelazione dei residui. Ricordiamo che i risultati ottenuti sono condizionali all'ipotesi di "endogenità" delle variabili Z e alla scelta delle variabili strumentali X_2 . E' pertanto opportuno sottoporre a verifica statistica le ipotesi di endogenità e l'appropriatezza delle variabili strumentali e ciò è importante non solo per determinare le proprietà statistiche dei metodi di stima utilizzati, ma anche per effettuare il confronto fra le ipotesi teoriche alternative.

Indicando con A l'ipotesi che siamo interessati a verificare e con B l'ipotesi alternativa è frequente il caso in cui l'ipotesi A è accompagnata da un insieme di condizioni necessarie per la sua validità, che non accompagnano l'ipotesi B. Il caso è interessante in questo contesto se l'esistenza o meno di tali condizioni si riflette in variazioni nella parte non specificata del modello (vedi, per esempio, il caso dell'ipotesi di aspettative razionali). Se tali variazioni si traducono, come nel caso delle aspettative razionali, in vincoli fra i parametri α e β della (1) e i parametri delle altre equazioni strutturali, questi non sono colti in un modello incompleto.

Ma se le variazioni riguardano, per esempio, l'esistenza o meno di fenomeni di retroazione fra le diverse variabili (per esempio, sono diverse sotto le due ipotesi le funzioni di reazione delle autorità fiscali o monetarie), allora è necessario introdurre dei vincoli diversi nella (2) e la (1) appartiene formalmente a due modelli incompleti differenti. In altre parole, nei due modelli è necessario trattare in modo diverso le variabili Z .

Per coprire la varietà dei casi possibili è stata ridefinita l'esogenità come una proprietà delle variabili che presenta tre modalità: debole, forte, super. La prima, l'esogenità debole è condizione necessaria per le altre due e si ha, semplificando, quando data una certa parametrizzazione per la (1) vale

$$E(u, Z | X_1, X_2) = 0$$

cioè u e Z non sono correlate condizionalmente a X_1 e X_2 . Per quanto riguarda il problema della verifica di ipotesi teoriche, questa condizione ci garantisce l'efficienza dell'approccio a informazione limitata e quindi del completamento del modello attraverso la (2) (con o senza i vincoli appena ricordati). L'esogenità forte garantisce invece che non vi siano effetti di retroazione dalle variabili endogene a quelle debolmente esogene; la superesogenità garantisce infine che i parametri α nella (1) non variano al variare del processo generatore delle variabili esogene. Ora se un'ipotesi teorica sui parametri della (1) comporta, come abbiamo detto, anche ipotesi ausiliarie che introducono vincoli sulla (2), ciò influisce sulle caratteristiche di esogenità (forte o super) di alcune variabili Z e tutte queste ipotesi possono essere verificate statisticamente.

Si osservi che la (2), se le variabili X coincidono con i ritardi delle Z , è interpretabile come VAR vincolato e su questo è possibile agevolmente verificare la non causalità di Granger, che è una condizione necessaria per l'esogenità forte.

Il problema delle ipotesi ausiliarie sulla parte non specificata del modello può così trasformare un procedimento di confronto tra ipotesi nested in un confronto tra ipotesi non nested. Per esempio, consideriamo l'equazione

$$y = \alpha_1 Z_1 + \alpha_2 Z_2 + \beta_1 x_{1,1} + \beta_2 x_{1,2} + u \quad (3)$$

e supponiamo che l'ipotesi teorica A comporti un'ipotesi (statistica) nulla sui parametri dell'equazione del tipo

$$H_0: \alpha_1 + \alpha_2 = 0 \quad e \quad \beta_1 + \beta_2 = 0$$

contro l'ipotesi teorica B che comporta l'ipotesi (statistica) alternativa

$$H_1: \alpha_1 + \alpha_2 \neq 0 \quad e \quad \beta_1 + \beta_2 \neq 0$$

La verifica delle ipotesi statistiche può essere fatta stimando i modelli con il metodo delle variabili strumentali e costruendo un test del rapporto di verosimiglianza per modelli "nested". (vedi Pesaran, 1985, per la stima con variabili strumentali in un contesto di massima verosimiglianza).

Se però sotto l'ipotesi teorica A e sotto l'ipotesi alternativa B si verifica, per esempio che la risposta a un intervento di politica economica è diverso, nel senso di lasciare invariati i valori di q sotto l'ipotesi A e di variarli sotto l'ipotesi B, allora sono diverse nei due casi le condizioni di esogenità (super) delle variabili Z e cambia il modello nel quale le due ipotesi sono inserite. In tale caso il confronto va effettuato con le tecniche statistiche di modelli non nested (vedi Engle e Hendry, 1986 per un modo di verificare le condizioni di superogenità in un contesto di modelli incompleti).

Un problema di cui tenere conto è la lamentela condivisa da tutti gli autori citati che la presentazione dei risultati econometrici è insufficiente a valutare il rifiuto di un'ipotesi teorica al di là di quanto dichiarato dall'autore. In particolare non è possibile giudicare se sono valide le "ipotesi mantenute" che sono alla base della specificazione del modello.

Nell'approccio di Sims, che stima delle forme ridotte (meglio delle forme finali nella terminologia tradizionale), la presentazione dei risultati deve essere corredata da grafici (o tabelle) che illustrino la risposta di ogni variabile endogena a diverse condizioni iniziali nelle altre variabili che hanno sulla prima un impulso causale. Questo permette di valutare non solo l'esistenza di una relazione causale (nel senso di Granger) che può essere individuata dal valore dei parametri, ma anche la sua dimensione quantitativa e il suo "timing" temporale.

Nell'approccio di Leamer è necessario fornire una misura di quello che l'autore chiama "fragilità" delle stime ottenute in modo da poter depurare la variabilità delle stime (sulla quale si basa il rifiuto o l'accettazione di un'ipotesi) da quella parte dovuta a possibili errori di specificazione. Il metodo proposto è complesso in quanto varia per ogni tipo di errore di specificazione e opinabile in quanto ignora il problema della adeguatezza empirica del modello (vedi van Fraassen, 1985).

Su questo criterio si basa invece l'approccio di Hendry che suggerisce di presentare l'evidenza empirica mediante il calcolo di numerosi test di scorretta specificazione. Di questo approccio verranno forniti elementi di valutazione nei prossimi paragrafi.

3. Un esempio.

Un'Ipotesi del tipo A descritta nel paragrafo precedente è la cosiddetta Ipotesi Ricardiana di Neutralità (IRN), in cui la(3) diventa

$$C = \alpha_1 y_d + \alpha_2 DEF + \beta_1 W_{-1} + \beta_2 D_{-1} + u \quad (4)$$

dove (come in Modigliani e al., 1985)

C è il consumo del settore privato

y_d è il reddito disponibile

DEF è il deficit pubblico al netto dell'imposta da inflazione

W_{-1} è la ricchezza di inizio periodo del settore privato,

comprendente il debito pubblico D_{-1} è il debito pubblico di

inizio periodo (al netto del debito posseduto dalla banca centrale

e dal settore estero). Gli autori individuano come condizione

necessaria per la validità dell'ipotesi IRN l'ipotesi nulla

$$H_0: \alpha_1 + \alpha_2 = 0 \text{ e } \beta_1 + \beta_2 = 0.$$

L'evidenza empirica disponibile sulla IRN mostra un panorama piuttosto imbarazzante in quanto per gli stessi paesi e con dati riferiti a periodi temporali abbastanza uniformi, vi sono molti autori che sostengono di trovare evidenza per il suo rifiuto e altrettanti che ottengono risultati che non possono rifiutare

l'ipotesi. Inoltre, articoli di rassegna empirica sull'argomento presentano lo stesso lavoro a volte come decisamente favorevole alla IRN, a volte come inconclusivo, a volte addirittura come contraddittorio (vedi per esempio i lavori di Seater e Mariano, 1985 e Kormendi 1983 nelle rassegne di Modigliani e al., Bernheim, 1987 e Nicoletti, 1987). Le due rassegne in Bernheim e Nicoletti analizzano criticamente tale situazione.

E' chiaro che la contraddittorietà di ciascun risultato con gli altri può trovare una sua giustificazione in una o più differenze nel: a) modello utilizzato; b) periodo campione per la stima dei parametri; c) formulazione dell'ipotesi nulla; d) metodo di stima utilizzato; e) inserimento di ulteriori variabili esplicative nella (4) (consumo pubblico, saggi di interesse, prezzi, ecc.).

Per esempio Evans (1988), utilizzando un modello di Blanchard (1985) sostiene di non poter rifiutare la IRN per gli Stati Uniti utilizzando diversi periodi dal 1947 al 1985, mentre Modigliani e Sterling (1986) con una specificazione simile alla (4) respingono la IRN, per un periodo dal 1949 al 1984. Per quanto riguarda l'Italia, Modigliani e al. (1985) con la specificazione (4) respingono decisamente la IRN, per il periodo 1959-1982, Nicoletti (1987) trova con una diversa specificazione e per il periodo 1961-1985 una forte evidenza a favore, mentre Rossi (1989) partendo da una versione dinamica della (4) trova un'evidenza parziale per la IRN.

Tutto ciò dimostra o l'estrema "fragilità" dei risultati ottenuti o una estrema incertezza nell'adeguata procedura econometrica da seguire, ma anche l'estrema complessità di situazioni che si presentano nell'affrontare il problema del rifiuto di una ipotesi di teoria economica.

Incidentalmente notiamo che la formulazione dell'ipotesi teorica ha un'influenza sulla sua traduzione nell'ipotesi parametrica. La formulazione "dato il livello della spesa pubblica, il ricorso al disavanzo o all'imposizione fiscale produce la stessa allocazione intertemporale del consumo" oppure l'altra "i

consumatori non considerano il debito pubblico come parte della loro ricchezza netta nell'effettuare le loro decisioni di consumo ha portato alcuni autori a concentrarsi sui parametri α o sui parametri β della (4). Altri, come Evans, hanno tentato una verifica diretta dell'ipotesi "i consumatori hanno un orizzonte temporale infinito" (che può essere riespressa con qualche formulazione equivalente che lega le decisioni di consumo di generazioni successive) della quale la IRN è solo una conseguenza. A questo punto possiamo tentare alcune proposte operative:

- 1) il primo passo consiste nel trovare un modello che descriva adeguatamente i dati osservati e che abbia superato i test relativi ai possibili errori di specificazione;
- 2) il secondo passo consiste nella corretta formulazione dell'ipotesi teorica e nell'individuazione di altre ipotesi collegate alla prima che possano essere verificate congiuntamente o offrire evidenza indiretta. Un esempio è l'ipotesi di presenza di illusione monetaria che è incompatibile con la IRN e che può essere sottoposta a verifica simultaneamente (vedi Nicoletti, 1987) o offrire evidenza indiretta (vedi Modigliani e al. 1985).
- 3) controllare se l'ipotesi nulla e l'ipotesi alternativa comportano variazioni nella parte non specificata del modello che influiscono sulle condizioni di esogenità delle variabili nella parte specificata. La conseguenza potrebbe essere quella di trasformare un confronto fra modelli nested in un confronto fra modelli non nested.

Nel prossimo paragrafo analizzeremo estensivamente il punto 1) partendo dalla specificazione (4) e utilizzando i dati riportati in Modigliani e al. (1985).

4. La specificazione del modello empirico.

Nei lavori di economia applicata è diffuso il procedimento consistente nel formulare il modello empirico in modo che sia più vicino possibile al modello teorico che contiene i parametri

che ci interessano, sostituendo semplicemente alle variabili teoriche le loro controparti misurabili. Poichè la verifica delle ipotesi viene svolta sul modello empirico è necessario che i test applicati alle stime dei parametri posseggano, almeno asintoticamente, le loro proprietà ottimali e ciò sarà vero se il modello è empiricamente adeguato. La ricerca di un modello adeguato non può essere codificata in modo univoco perchè i criteri di adeguatezza dipendono anche dagli scopi per i quali il modello viene costruito. Analizzando l'esempio introdotto nel paragrafo precedente, cercheremo di mostrare quali sono i criteri di adeguatezza più rilevanti nel nostro caso.

4.1 I criteri di adeguatezza.

La costruzione del modello empirico può percorrere una strada diversa da quella del modello teorico, e, in certi casi, ciò è suggerito esplicitamente. Infatti, derivare il modello empirico direttamente da quello teorico significa spesso specificare inizialmente il modello in forma statica, stimarne i parametri con il metodo dei minimi quadrati e osservare i valori del coefficiente di determinazione R^2 e della statistica di Durbin - Watson DW. Se in base al valore di tale statistica si accetta l'ipotesi di autocorrelazione degli errori (del primo ordine), si ristima il modello tenendo conto di tale ipotesi (utilizzando quindi una delle sezioni del metodo dei minimi quadrati generalizzati) e si considerano i risultati così ottenuti per verificare l'ipotesi teorica.

Questo è il procedimento seguito da Modigliani e al. mediante il quale gli autori ottengono risultati apparentemente soddisfacenti in termini della valore di R^2 , dell'errore standard della stima, della t di Student dei vari coefficienti. Questo procedimento che confina la dinamica dell'equazione nei residui è stato

ampiamente criticato sulla base della considerazione che, implicitamente, si introducono dei vincoli molto particolari su un'equazione dinamica più generale che, nel nostro caso, comprenderebbe fra le variabili esplicative i ritardi di tutte le variabili $(C_{-1}, Yd_{-1}, DEF_{-1}, W_{-2}, D_{-2})$. I vincoli imposti dall'ipotesi di autocorrelazione degli errori su tale modello possono essere sottoposti a verifica empirica e, nel caso specifico della stima di Modigliani e al., vengono decisamente rifiutati dai dati. Nella letteratura econometrica tale verifica viene chiamata analisi dei fattori comuni per il fatto che il processo di autocorrelazione degli errori impone lo stesso vincolo a tutti i polinomi di ritardi associati a ciascuna variabile.

Il procedimento seguito da Modigliani e al. viene indicato come una ricerca di specificazione dal particolare al generale, in quanto parte da un modello semplice che viene poi via via arricchito sulla base di considerazioni legate all'analisi dei residui. Rossi (1989) partendo dall'osservazione che l'ipotesi di fattori comuni è rifiutata dai dati, si avvale di un procedimento che può essere chiamato dal generale al particolare: egli stima un modello dinamico generale in cui compaiono i ritardi di tutte le variabili e poi, scartando quelle variabili ritardate i cui parametri non sono significativamente diversi da zero, giunge a specificare un modello di aggiustamento parziale

$$C = \alpha_1 Yd + \alpha_2 DEF + \beta_1 W_{-1} + \beta_2 D_{-1} + \gamma C_{-1} + u \quad (5)$$

ottenendo anche in questo caso risultati soddisfacenti dal punto di vista statistico.

Tali risultati, però, a differenza dell'articolo precedente, sono confortati dalla presentazione di un elevato numero di test statistici che rifiutano l'ipotesi di esistenza dei più comuni errori di specificazione (autocorrelazione, eteroschedasticità, costanza dei parametri, normalità).

Come abbiamo già accennato, i due articoli giungono a conclusioni diverse sull'ipotesi IRN: chiaramente respinta dal primo, parzialmente accettata dal secondo (solo per quanto riguarda le variabili flusso Yd e DEF al livello del 5% e non per le variabili

stock W e D).

Nonostante l'apparente bontà dei risultati ottenuti è opportuno cercare di approfondire l'analisi di adeguatezza del modello sul periodo storico osservato. La natura di tale periodo che copre 32 anni dal 1952 al 1983, suggerisce il sospetto che almeno una delle "ipotesi mantenute" alla base dei modelli stimati in precedenza possa essere rifiutata dai dati: ci riferiamo in particolare all'ipotesi di costanza dei parametri nel tempo. Come noto l'adattamento dei valori stimati ai valori effettivi non permette di mettere in luce tale problema. Si veda, ad esempio la figura 1 che mostra i risultati ottenuti nell'articolo di Modigliani e al. Se si calcola, invece, la capacità previsiva (vedi figura 2) si evidenzia subito il sospetto di errori di specificazione che, verosimilmente, si trovano nella non costanza dei parametri o nella specificazione dinamica scelta. Per quanto riguarda il primo problema si possono calcolare le stime dei parametri con un metodo ricorsivo partendo da una data dimensione campionaria e aggiungendo poi un dato alla volta fino ad esaurire i dati disponibili. I risultati per l'equazione di Modigliani e al. e per l'equazione di Rossi sono riportati rispettivamente nelle figure 3 e 4 che rappresentano l'andamento nel tempo dei coefficienti stimati e una banda di significatività di ampiezza $\pm 2\sigma$ (scarto quadratico medio). La maggiore instabilità dei parametri si nota per le variabili DEF e D e questo si riflette sul rifiuto dell'ipotesi nulla utilizzando un test χ^2 di capacità previsiva (vedi tabella 1). Ciò vale sia per l'equazione di Modigliani e al. sia per quella di Rossi.

Sui noti che il test di Chow ottenuto stimando due diversi sottoperiodi offre evidenza di costanza dei parametri per l'equazione di Rossi, ma ciò è dovuto al fatto che i parametri delle variabili DEF, D e W non risultano significativamente diversi da zero nei due sottoperiodi. Tale problema non si pone per la specificazione di Modigliani e al. e infatti in tal caso anche il test di Chow evidenzia la non costanza dei parametri (vedi tabella 1).

La presenza di autocorrelazione degli errori e in generale il tipo di specificazione dinamica può influenzare come abbiamo visto i risultati ottenuti con i test di costanza dei parametri: nel nostro caso la specificazione con la variabile dipendente ritardata produce un'apparente costanza con il test di Chow (per una breve rassegna del problema, si veda Gambetta e Orsi, 1982).

L'importanza della specificazione dinamica e la sua influenza sui risultati di altri test può essere evidenziata mediante l'analisi di esogenità debole delle variabili. Infatti le proprietà di esogenità sono legate, come abbiamo detto, alla particolare specificazione del modello nel quale sono inserite ed alla relativa parametrizzazione.

La natura delle variabili suggerisce una possibile simultaneità fra consumo, reddito e deficit. Le stime descritte fino a questo momento erano basate sull'ipotesi di una loro esogenità debole (si noti che in ambedue i lavori gli autori accennano al fatto che le stime ottenute con i minimi quadrati e con il metodo delle variabili strumentali sono sostanzialmente uguali). Si è sottoposta a verifica l'esogenità (debole) delle variabili Yd e DEF sia per la specificazione (5) che per la seguente specificazione

$$C - \rho C_{-1} - \alpha_1(Yd - \rho Yd_{-1}) + \alpha_2(DEF - \rho DEF_{-1}) + \beta_1(W_{-1} - \rho W_{-2}) + \beta_2(D_{-1} - \rho D_{-2}) + e \quad (6)$$

che è la specificazione (4) corretta per l'autocorrelazione del primo ordine dei residui

$$u = \rho u_{-1} + e$$

La costruzione del test è quello proposto da Engle (1982): il modello viene "completato" da relazioni del tipo (2) dove, in questo caso, le variabili X sono costituite dai ritardi di tutte le variabili del modello, più il trend temporale e la costante. Della stima di questa regressione bivariata si utilizza solamente il vettore dei residui, che può essere indicato con \hat{V} , mentre dalla (6) per il modello di Modigliani e al. e dalla (5) per il modello di Rossi si ottiene una stima dei residui strutturali,

diciamo Q .

Successivamente è stata effettuata una regressione ausiliaria in cui il residuo strutturale Q viene regredito sui residui di forma ridotta V e sulle altre variabili esplicative che figurano nella (5) e nella (6) per i modelli di Rossi e Modigliani e al. rispettivamente.

Nel caso di quest'ultimo modello, le variabili esplicative sono state trasformate per tenere conto della non linearità presente nella (6) indotta dall'autocorrelazione dei residui.

Engle dimostra che un test del tipo moltiplicatore di Lagrange per la verifica dell'ipotesi di esogenità debole di Y_d e Def può essere scritto nella forma TR^2 , dove con T si indica il numero delle osservazioni ed R^2 è il coefficiente di determinazione della regressione ausiliaria, e segue una distribuzione chi-quadrato con due gradi di libertà.

La statistica calcolata nel caso della (6) è uguale a 10,78 e quindi tale da rifiutare l'ipotesi nulla di esogenità debole, mentre calcolata nel caso della (5) è uguale a 0,17, un valore che porta ad accettare l'ipotesi nulla. Gli stessi risultati si ottengono verificando separatamente l'esogenità delle due variabili.

Dal punto di vista strettamente statistico la conseguenza di tali risultati è che le stime della specificazione (5) risultano efficienti in quanto la perdita di informazione dovuta alla mancata specificazione delle equazioni relative alla endogenizzazione di Y_d e DEF non è rilevante. L'osservazione contraria vale naturalmente per la specificazione (6). Dal punto di vista interpretativo è chiaro che risultati così diversi (ottenuti con lo stesso insieme di variabili strumentali) sono imbarazzanti in quanto i parametri che ci interessano nelle due specificazioni sono, dal punto di vista teorico, gli stessi. Questa eccessiva sensibilità del test di Engle alla specificazione del modello è stata già analizzata (vedi Cappuccio e Orsi, 1987) e forse sarebbe opportuno controllare i risultati utilizzando qualcuna delle altre versioni esistenti del test di esogenità (vedi Hausman,

1978, Holly e Sargan, 1982, Lubrano e al., 1986). Questa stessa sensibilità però può essere utilizzata per cogliere la possibile esistenza di errori di specificazione nelle due equazioni, dovute ai vincoli imposti sulla dinamica. Nel contesto di queste osservazioni si situa il consiglio di verificare le ipotesi utilizzando una specificazione dinamica più generale, che comprende le due come casi particolari.

4.2 Problemi di stazionarietà.

Uno sguardo ai grafici delle serie utilizzate mostra che soltanto la serie DEF può essere considerata approssimativamente come la realizzazione di un processo stazionario. In generale, quando le serie sono non stazionarie, le procedure di verifica di ipotesi in equazioni del tipo che abbiamo utilizzato fino a questo momento possono condurre a decisioni molto errate. Ciò è dovuto al fatto che le statistiche t e F in tal caso non seguono, neppure asintoticamente, le loro usuali distribuzioni e le conclusioni basate su di esse risultano di conseguenza distorte. Esistono però casi particolari in cui tale distorsione può essere trascurabile. Un caso (vedi ad esempio l'Oxford Bulletin of Economics and Statistics del 1986) è quello in cui le serie utilizzate sono non stazionarie, ma esiste una loro combinazione lineare che è stazionaria (il caso che viene chiamato di cointegrazione). Un altro caso (vedi Stock e West, 1988), sempre in presenza di serie non stazionarie, è quello in cui l'equazione può essere riscritta in modo tale che i parametri che ci interessano risultino associati a trasformazioni stazionarie delle variabili originarie.

I risultati di alcuni test (vedi Engle e Granger, 1987), da considerare con la dovuta cautela data la loro scarsa potenza, mostrano che le differenze prime delle serie C , Y_d , W , D e la serie DEF possono essere considerate approssimativamente stazionarie.

Al fine di utilizzare i test statistici di ipotesi sui parametri $\alpha_1, \alpha_2, \beta_1$ e β_2 (che è l'interesse primario della nostra analisi) conviene cercare di riscrivere le equazioni (5) e (6) in modo tale che tali parametri siano associati alle differenze prime delle variabili originarie.

Si può notare che la specificazione (6) è espressa in termini di quelle che a volte vengono chiamate differenze generalizzate e quindi in una forma che, implicitamente, può tenere conto della non stazionarietà delle variabili. Ancora una volta, però, il trattamento è molto particolare in quanto impone la stessa trasformazione a tutte le variabili, indipendentemente dal loro andamento.

Una diversa parametrizzazione della (6) si ottiene esplicitandola per C e aggiungendo e togliendo

$$\alpha_1 Yd_{-1}, \beta_1 W_{-1}, \beta_2 D_{-1}, \alpha_1 (1-\rho)C_{-1}.$$

Abbiamo così

$$\begin{aligned} C = & C_0 + \alpha_1 \Delta Yd + \alpha_2 DEF + \beta_1 \Delta W_{-1} + \beta_2 \Delta D_{-1} + \\ & + \alpha_1 (1-\rho)(Yd_{-1} - C_{-1}) + \beta_1 (1-\rho)W_{-2} + \\ & + \beta_2 (1-\rho)D_{-2} - \rho \alpha_2 DEF_{-1} + [\rho + \alpha_1 (1-\rho)]C_{-1} + \epsilon \end{aligned} \quad (7)$$

Una espressione equivalente si ottiene partendo dal modello dinamico generale

$$\begin{aligned} C = & \alpha_0 + \alpha_1 Yd + \alpha_2 DEF + \beta_1 W_{-1} + \\ & + \beta_2 D_{-1} + \gamma_1 C_{-1} + \gamma_2 Yd_{-1} + \gamma_3 DEF_{-1} + \gamma_4 W_{-2} + \gamma_5 D_{-2} + \epsilon \end{aligned}$$

e aggiungendo e togliendo

$$\alpha_1 Yd_{-1}, \beta_1 W_{-2}, \beta_2 D_{-2} \text{ e } (\alpha_1 + \gamma_2)C_{-1}.$$

Otteniamo così

$$\begin{aligned} C = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Yd + \alpha_2 DEF + \beta_1 \Delta W_{-1} + \beta_2 \Delta D_{-1} + \\ & + (\alpha_1 + \gamma_2)(Yd_{-1} - C_{-1}) + \gamma_3 DEF_{-1} + \\ & + (\beta_1 + \gamma_4)W_{-2} + (\beta_2 + \gamma_5)D_{-2} + (\alpha_1 + \gamma_1 + \gamma_2)C_{-1} + \epsilon \end{aligned} \quad (8)$$

che è una diversa parametrizzazione della (7).

I risultati ottenuti con le stime ricorsive (riportate nella figura 5) si avvicinano a quelli ottenuti da Rossi con alcune importanti differenze: 1) il parametro α_2 associato alla variabile DEF è negativo e significativamente diverso da zero su tutto il periodo; 2) i parametri associati alle variabili D_{-1} e W_{-1} non sono significativamente diversi da zero su tutto il periodo. Con questa stabilità di risultati è stato replicato il test di esogenità debole delle variabili Y_d e DEF che è stata accettata al livello di significatività dell'1%. Notiamo qui che gli usuali test di costanza dei parametri (per esempio il test di Chow) applicati a tutta la equazione in questo caso non hanno senso in quanto la non costanza che segnalerebbero è dovuta ai parametri di disturbo associati alle variabili non stazionarie. Applicando a tale equazione l'ipotesi $\alpha_1 = -\alpha_2$ associata a una delle due ipotesi $\beta_1 = -\beta_2$ oppure $\beta_1 = \beta_2 = 0$, troviamo che i vincoli implicati dalle IRN non possono essere rifiutati anche al livello dell'1%.

5. Osservazioni conclusive.

In questa relazione abbiamo cercato di portare argomenti:

- a favore della possibilità di sottoporre a verifica econometrica ipotesi di teoria economica,
- contro la riduzione meccanica di un'ipotesi teorica ad un'ipotesi statistica sui parametri di una singola equazione,
- a favore della necessità di far corrispondere a un'ipotesi teorica più ipotesi statistiche che non riguardino solo la singola equazione, ma anche il resto del modello.

La specificazione del modello deve tenere conto dello scopo per il quale è stato costruito e, in particolare, deve avere almeno le seguenti caratteristiche:

- 1) il minimo di informazione di cui bisogna tener conto sul "resto del modello" è la forma ridotta non vincolata delle variabili endogene esplicative che compaiono nell'equazione;
- 2) in un tale contesto di informazione limitata i concetti di esogenità aiutano a capire quali sono i legami fra l'equazione specificata in forma strutturale e la parte specificata in forma ridotta;
- 3) l'attenzione su alcuni parametri dell'equazione comporta una distinzione fra i parametri che ci interessano per la verifica dell'ipotesi e gli altri parametri che vengono chiamati di disturbo;
- 4) dovendo adottare test di verifica di ipotesi come la t e la F bisogna garantirsi che le variabili associate ai parametri "di interesse" siano stazionarie o, nel caso di variabili non stazionarie, che tra tali variabili esista un certo rapporto (di cointegrazione);
- 5) se siamo interessati a un periodo campionario abbastanza lungo assume particolare importanza la costanza dei parametri durante tutto il periodo. Un'influenza rilevante sui test di costanza dei parametri è data dalla specificazione dinamica dell'equazione: è importante non imporre a tale specificazione vincoli troppo stretti rifiutati dai dati perchè questo distorce i risultati successivi.
- 6) certamente esistono altri problemi come la non costanza delle varianze delle variabili casuali (eteroschedasticità) o la non linearità della specificazione, la cui considerazione simultanea con i problemi precedenti renderebbe molto complessa la ricerca di una corretta specificazione. Nel contesto di questa relazione sono stati considerati di secondaria importanza.
- 7) I punti precedenti riguardano la verifica dell'ipotesi statistica che spesso rappresenta soltanto una condizione necessaria dell'ipotesi teorica. Altre condizioni (necessarie o sufficienti) associate all'ipotesi teorica possono imporre vincoli sul "resto del modello". Alcuni di questi vincoli possono essere colti anche all'interno di modelli incompleti dalla forma

ridotta delle variabili endogene esplicative, che in tal caso assume l'aspetto di una forma ridotta vincolata. Ciò influisce sulle caratteristiche di endogenità di quelle variabili e la validità dei vincoli può essere verificata insieme alle ipotesi iniziali sui parametri dell'equazione strutturale.

Alla luce di quanto abbiamo detto, i risultati dell'esercizio riportato nel paragrafo precedente pur essendo statisticamente favorevoli non possono essere considerati un supporto completo all'ipotesi ricardiana di neutralità del debito pubblico, la cui scarsa plausibilità è condivisa (per quanto possa valere) anche dagli autori di questa relazione. Piuttosto tali risultati mostrano che eventuale evidenza contro quell'ipotesi teorica va cercata altrove.

Tabella 1a - Analisi della stabilità delle stime dei coefficienti nel modello di Modigliani e al. con errori AR(1).

Periodo	fino al 68	fino al 70	fino al 72	fino al 74	fino al 76	fino al 78	fino all'80
Variabili							
Reddito	.37+	.45+	.54	.67	.67	.68	.67
Deficit	-.34+	-.37+	-.58	-.47	-.26	-.26	-.36
Ricchezza	.15+	.11+	.08+	.03+	.04	.04+	.04+
Debito	.16+	.13+	.08+	.05+	-.04+	-.07+	-.01+
Coefficiente di autocorrelazione	.59	.56	.63	.57	.37	.38	.44
Costante	-.07+	-.03+	-.02+	.01+	.02	.02	.02+
Test sulla capacità prevista (X^2/N)	131.00*	60.35*	22.99*	2.82*	2.92*	6.83*	5.65*
Test sulla stabilità dei coefficienti (Chow)	1.20	1.26	1.16	1.35	1.30	2.02*	2.52*

Nota - Le stime contrassegnate con (+) non risultano significativamente diverse da zero. I valori dei test contrassegnati con (*) risultano statisticamente significativi e pertanto portano a rifiutare le ipotesi nulle di buona capacità previsiva e di stabilità dei coefficienti, rispettivamente.

Tabella 1b - Analisi della stabilità delle stime dei coefficienti nel modello di Rossi.

Periodo	fino al 68	fino al 70	fino al 72	fino al 74	fino al 76	fino al 78	fino all'80
Variabili							
Reddito	.45+	.37+	.45+	.39	.43	.43	.38
Deficit	-.16+	-.08+	-.19+	-.23+	-.26+	-.26+	-.33+
Ricchezza	-.03+	.01+	-.02+	.01+	.01+	.01+	.004+
Debito	-.07+	-.05	-.07	-.03+	-.03+	-.02+	.04
Consumo ritardato	.56+	.51+	.53	.49	.43+	.44	.50+
Costante	.03	.01+	.03	.01+	.01	.01	.01
Test sulla capacità prevista (X^2/N)	63.4*	3.75*	69.26*	3.38*	5.09*	8.10*	2.31*
Test sulla stabilità dei coefficienti (Chow)	.69	.75	.80	.59	.60	.89	.99

Nota - Le stime contrassegnate con (+) non risultano significativamente diverse da zero. I valori dei test contrassegnati con (*) risultano statisticamente significativi e pertanto portano a rifiutare le ipotesi nulle di buona capacità previsiva e di stabilità dei coefficienti, rispettivamente.

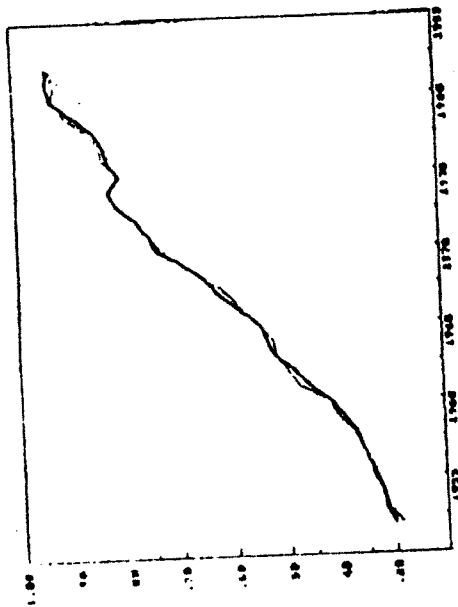


Figura n.1 - Valori osservati (tratto grosso) e valori stimati (tratto fine) del Consumo pro-capite in base al modello di MJF

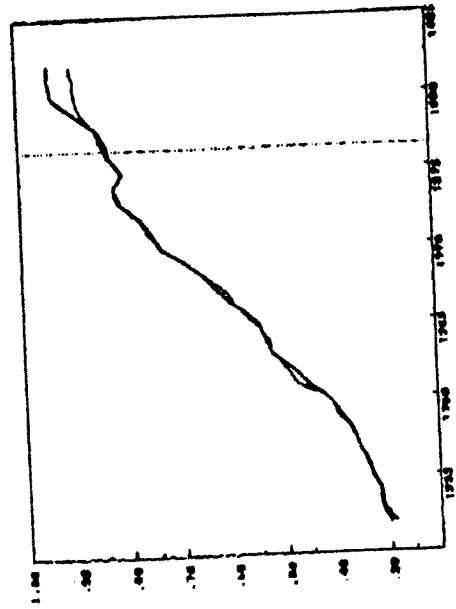


Figura n.2a - Valori osservati (tratto grosso) e valori stimati (tratto fine) fino al 1976 e successivamente valori previsti (tratto fine) un passo avanti, secondo il modello di MJF

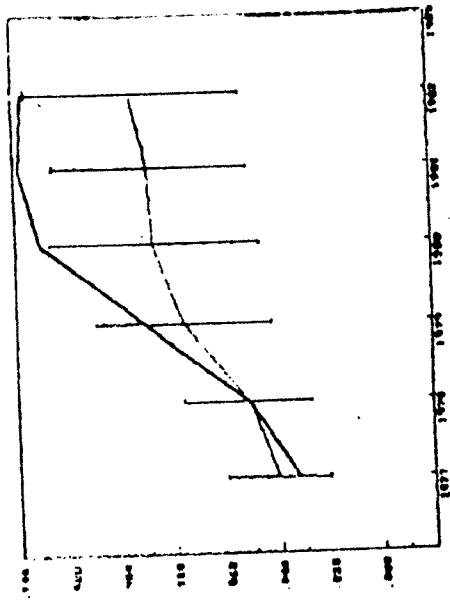


Figura n.2b - Valori osservati (tratto grosso) e valori previsti (tratto fine) dal 1977 al 1982 e relativo intervallo di previsione (± 2 errori standard delle previsioni a un passo)

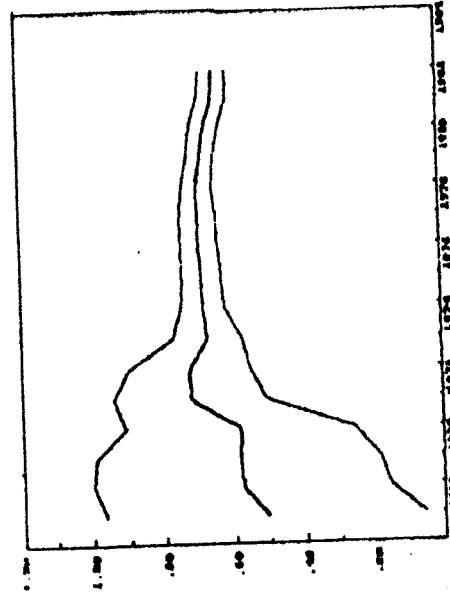


Figura n.3a - Stima ricorsiva del coefficiente del reddito nel modello di MJF e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima)

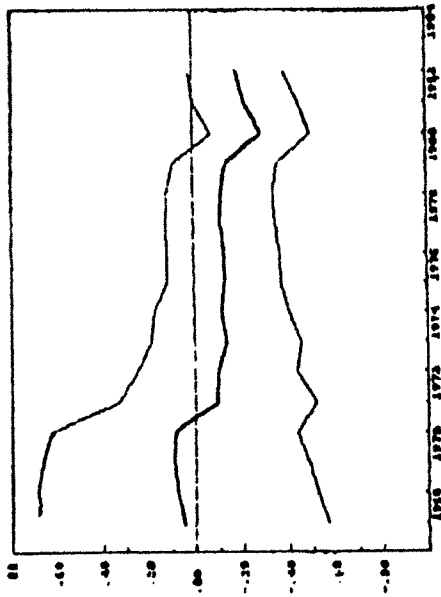


Figura n. 3b - Stima ricursiva del coefficiente del deficit nel modello di MJP e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima)

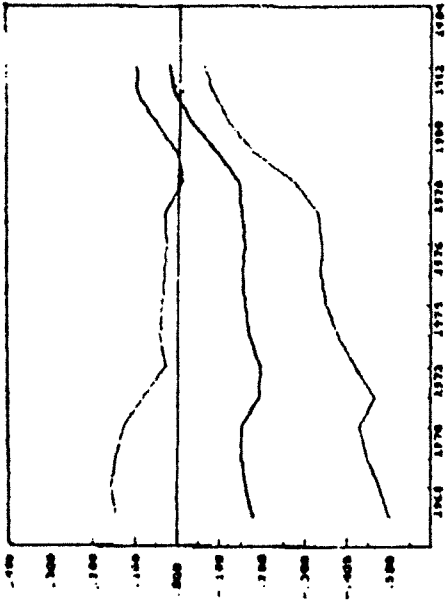


Figura n. 3d - Stima ricursiva del coefficiente del debito nel modello di MJP e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima)

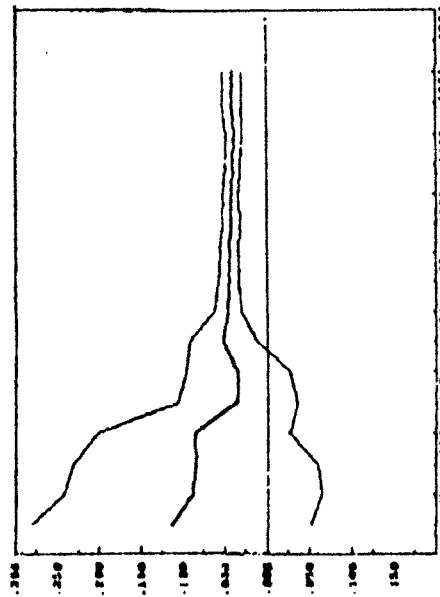


Figura n. 3c - Stima ricursiva del coefficiente della ricchezza nel modello di MJP e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima)

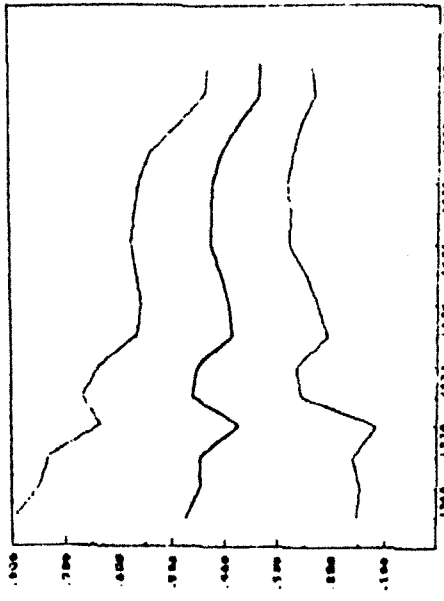


Figura n. 4a - Stima ricursiva del coefficiente del reddito nel modello di Roasi e relativo errore di stima (± 2 S.E. della stima)

Bibliografia

- Bernheim, B.D., (1989), "A Neoclassical Perspective on Budget Deficits", *The Journal of Economic Perspectives*, 2, pp. 55-72.
- Blanchard, D., (1985), "Debt, Deficits and Finite Horizons", *Journal of Political Economy*, 2, pp. 223-247
- Cappuccio, N., Orsi, R., (1987), *Testing Exogeneity in Overidentified Models*, Rapporto scientifico n.38, Dipartimento di Scienze Economiche, Bologna.
- Diebold, F.X., Nerlove, M., (1989), "Unit roots in economic time series: a selective survey", in T.B. Fomby, and G.F. Rhodes (eds.), *Advances in Econometrics: Co-Integration, Spurious Regressions, and Unit Roots*, JAI Press, Greenwich.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J., (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimating and Testing", *Econometrica*, pp. 251-276.
- Engle, R.F., (1982), A General Approach to Lagrange Multiplier Model Diagnostics, *Journal of Econometrics*, pp. 83-104.
- Engle, R.F., Hendry, D.F., (1986), "Testing Superexogeneity and Invariance", dattiloscritto.
- Engle, R.F., Hendry, D.F., Richard, J.F., (1983), Exogeneity, *Econometrica*, pp.277-304.
- Epstein, R.J., (1987), *A History of Econometrics*, North-Holland.
- Frisch, R., (1934), *Statistical Confluence Analysis by Means of Complete Regression Systems*, Oslo.
- Evans, P., (1988), Are Consumers Ricardian? Evidence for the United States", *Journal of Political Economy*, 5, pp. 983-1004.
- Gambetta, G., Orsi, R., (1982), "The Chow test in the Presence of Serially Correlated Errors" in G.C. Chow e P. Corsi (a cura di), *Evaluating the Reliability of Macroeconomic Models*, I. Wiley & Sons..
- Gambetta, G., (1987), "Teoria e pratica in econometria", *Economia Politica*, 3, pp. 437-467.
- Gilbert, C.L., (1989), "Demand Analysis and Consumption Analysis as tests of Theories of Economic Methodology", dattiloscritto.
- Haavelmo, T., (1944), "The probability approach to Econometrics", *Econometrica*, (supplemento), pp. 1-118.

- Haavelmo, T., (1958), "The Role of the Econometrician in the Advancement of Economic Theory", *Econometrica*, pp. 351-357.
- Hansman, D.M., (1989), "Economic Methodology in a Nutshell", *Journal of Economic Perspectives*, 2, pp. 115-127.
- Hausman, J.A., (1978), Specification Tests in Econometrics, *Econometrica*, pp. 1251-1272.
- Hendry, D.F., (1987), "Econometric Methodology: a Personal Perspective" in *Advances in econometrics*, 5th World Congress, Vol. II, Cambridge University Press.
- Holly, A., Sargent, J.D., (1982), "Testing for Exogeneity within a Limited Information Framework", *Cahier de Recherches Economiques*, Université de Louvain.
- Hurwicz, L., (1962), On the Structural Form of Interdependent Systems, in Nagel E. Suppes P. Tarski A. (a cura di), *Logic Methodology and Philosophy of Sciences*, Stanford, Stanford University Press, pp. 232-239.
- Klein, L., (1947), "The Use of Econometric Models as a Guide to Economic Policy", *Econometrica*, pp. 111-151.
- Koopmans, T.C., (1945), "Statistical Estimation of Simultaneous Economic Relations", *Journal of the American Statistical Association*, tr. it. T.C. Koopmans, *Econometria, analisi delle attività, crescita ottimale*, Il Mulino, 1987.
- Koopmans, T.C., (1950), When is an Equation System Complete for Statistical Purposes?, in Koopmans T.L. (a cura di), *Statistical Inference in Dynamic Economic Models*, New York, Wiley, pp. 393-409.
- Kormendi, R.C. (1983), "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior", *American Economic Review*, pp. 994-1010.
- Leamer, E.E., Leonard, H., (1983), Reporting the Fragility of Regression Estimates, *The Review of Economics and Statistics*, pp. 306-317.
- Leamer, E.E., (1987): "Econometrics metaphors" in *Advances in Econometrics*, 5th Vol. II, Cambridge University Press.
- Lubrano, M., Pierce, R.G., Richard, J.F., (1986), Stability of a U.K. Money Demand Equation: A Bayesian Approach to Testing Exogeneity, *Review of Economic Studies*, pp. 603-634.
- Malinvaud, E., (1988), "Econometric Methodology at the Cowles Commission: Rise and Maturity", *Econometric Theory*, pp. 187-209.

- Marshall, J., (1953), *Economic Measurements for Policy and Prediction*, in Hood W.C. Koopmans T.C. (a cura di), *Studies in Econometric Method*, New Haven, Yale University Press.
- Modigliani, F., Jappelli, T., Pagano, M., (1985), "L'impatto della politica fiscale e dell'inflazione sul risparmio nazionale: il caso italiano", *Moneta e Credito*, pp. 123-162.
- Modigliani, F., Jappelli, T., Pagano, M., (1989), "L'impatto della politica fiscale e dell'inflazione sul risparmio nazionale: una replica", *Moneta e Credito*, pp. 261-266.
- Modigliani, F., Sterling, A., (1986), "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior: Comment", *American Economic Review*, pp. 1168-1179.
- Nicoletti, G., (1987), *Private Consumption, Inflation and Deficit Financing in Eight OECD Countries: 1961-1985*, Department of Economics and Statistics, OCDE.
- Oxford Bulletin of Economics and Statistics, (1986), "Econometric Modelling with Cointegrated Variables", Numero speciale.
- Pagan A., (1987a), *Twenty Years After: Econometrics, 1966-1986*, lavoro presentato alla Conferenza per il XX anniversario del C.O.R.E., Louvain-La-Neuve, mimeo.
- Pagan, A., (1987b), *Three Econometric Methodologies: A Critical Appraisal*, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 1, pp. 3-24.
- Pagan, A., Wickers M.R., (1989): "Econometrics: a survey", *Econometric Journal*, di prossima pubblicazione.
- Pesaran, M.H., (1985), *A General Likelihood Approach to the Instrumental Variable Estimation and test of Misspecifications*, dattiloscritto.
- Phillips, P.C.B., (1988): "Reflections on econometric methodology", dattiloscritto.
- Rossi, N., (1989), "L'impatto della politica fiscale e dell'inflazione sul risparmio nazionale: un commento", *Moneta e Credito*, pp. 251-259.
- Seater, J.J., Mariano, R.S., (1985), *New Tests of the Life Cycle and Tax Discounting Hypotheses*, *Journal of Monetary Economics*, pp. 195-215.
- Sims, C., (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, pp. 1-45.

- Sims, C.A., (1987), "Making economics credible", in *Advanced in Econometrics, 5th World Congress, Vol. II*, Cambridge University Press.
- Spanos, A., (1986), *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Stock, J.H.-West, K.D., (1988), "Integrated Regressors and Tests of the Permanent Income Hypothesis", *Journal of Monetary Economics*, pp. 85-95.
- Stock, J.H., Wartron, M.W., (1988), "Variable Trends in Economic Time Series", *Journal of Economic Perspectives*, 3, pp.147-174.
- Suppes, P., (1962), "Models of Data", in Nagel, E., Suppes, P. e Tarski, A. (a cura di), *Logic, Methodology and Philosophy of Science, Proceedings of the 1960 International Congress*, Stanford.
- Suppes, P. (1961), "A Comparison of the Meaning and Uses of Models in Mathematics and the Empirical Sciences" in *Autori vari, The Concept and the Role of the Model in Mathematics and Natural and Social Sciences*, Dordrecht.
- Van Frassen, B., (1985), *L'immagine scientifica*, CLUEB, Bologna.