

1. Formulazione empirica di ipotesi teoriche e loro valutazione econometrica

di Guido Gambetta e Renzo Orsi

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). È 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 gli eventuali rifiuti non avvengano 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, possiamo verificare i modelli, ma non possiamo verificare direttamente le teorie; il problema è allora quello di stabilire se si possano 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 *ceteris 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 sem-

plicatrici per permettere l'aggregazione fra gli individui, dalla linearità delle relazioni funzionali, ecc.

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 grande dimensione che vengono utilizzati a scopi di previsione e di simulazione di politiche economiche alternative (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 precluso per definizione. 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 può avvenire solo in casi particolari e con un uso appropriato di una metodologia che, anche se non 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 Quaranta e Cinquanta, fra i quali si possono citare T. C. Koopmans, J. Marschak, R. L. Klein. In questi ultimi venti anni, è stato dato maggior peso alla preparazione mate-

matica rispetto a quella statistica e ciò anche in Italia, suscitando un maggiore interesse per la modellistica teorica rispetto a quella applicata.

Nel prossimo paragrafo illustreremo il contesto econometrico nel quale ci muoviamo e cercheremo di mettere in evidenza quali siano le caratteristiche desiderabili che un modello deve soddisfare per 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 Wickens 1989].

Del resto nella sezione dedicata alle comunicazioni verranno presentati alcuni contributi su 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 la teoria economica può dare alla costruzione del modello mentre il secondo punto riguarda ciò che può dare la metodologia statistica. La ricomposizione di questi due pezzi di informazione, in modo 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 mettere in evidenza come, in questi ultimi anni, siano 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 si prefigge 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 aventi 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 di esse 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 Sessanta e Settanta.

Recentemente, a partire dagli anni Ottanta, la problematica è stata ripresa soprattutto da tre autori che, nella letteratura corrente [ve-

di per esempio Epstein 1987, Pagan 1987b, Phillips 1988] vengono citati come i rappresentanti di tre diversi tipi di metodologie econometriche.

È 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 da Sims (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 «ad informazione limitata» consistente nello 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 modelli VAR la verifica di ipotesi teoriche è possibile, in generale, solo quando tale verifica può essere ricondotta allo studio dell'esistenza di quella che viene chiamata la «causalità di Granger» nonché della sua direzione; in altri termini dello studio di 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, mentre 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 si deve, 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 sia 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 all'aumentare del numero dei parametri a cui viene applicata fino a diventare praticamente impossibile quando è applicata ad un elevato numero di parametri ed 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. Una possibilità alternativa, suggerita da altri autori, tendente a superare queste difficoltà [vedi Pagan 1987a] 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 impreciso 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 del 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 ad 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) ottenuta sulla parte specificata del modello (l'equazione della variabi-

le endogene che indichiamo con y) rimane valida nonostante la perdita di informazione dovuta alla parte non specificata (le equazioni delle variabili endogene che indichiamo con Z). Scriviamo l'equazione nel modo seguente:

$$[1] \quad y = Z \alpha + X_1 \beta + u$$

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 $E(\cdot)$ sta per «valore atteso».

Com'è noto, la presenza di variabili quali le Z comporta la non consistenza delle stime, ottenute col metodo dei minimi quadrati ordinari, dei parametri α e β e, in generale, la perdita di efficienza delle stime ottenute con metodi come i minimi quadrati a due stadi a causa della mancata specificazione delle equazioni corrispondenti.

L'equazione [1] è scritta (secondo la terminologia utilizzata in econometria), 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 le variabili Z in forma ridotta non vincolata:

$$[2] \quad Z = X\pi + V$$

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, questo modo di completare il modello non entra nel merito della parametrizzazione delle altre equazioni strutturali, che è giudicata non di interesse per il problema inferenziale riguardante α e β . Le variabili X_2 , così come le X_1 , vengono dette strumentali e devono soddisfare, tra l'altro, la proprietà di essere correlate con le variabili Z , in simboli:

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

Le stesse variabili non debbono però essere 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 dalle variabili Z e X_1 . Quindi le variabili X_2 sono correttamente escluse dalla [1] e correttamente incluse nella [2].

In questo contesto definito 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 di interesse» α e β della [1], un'analisi in cui vengono sottoposte a verifica statistica le «ipotesi mantenute» di corretta specificazione: particolarmente rilevanti, come vedremo, sono la costanza delle stime 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 . È pertanto opportuno sottoporre a verifica statistica le ipotesi di endogenità e l'appropriatezza delle variabili strumentali; 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 necessariamente l'ipotesi B . Il caso in cui l'esistenza o meno di tali condizioni si riflette in variazioni nella parte non specificata del modello è di particolare interesse (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

li, questi non sono colti in un modello incompleto. Se, per contro, le variazioni riguardano, ad 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 un altro tipo di vincoli nella [2]. Ne segue che 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 l'esogenità è stata ridefinita come una proprietà delle variabili e classificabile secondo tre modalità: debole, forte e super al fine di tenere conto del diverso uso, che può essere fatto, del modello in cui figurano suddette variabili. 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 la condizione:

$$E(u \mid Z \mid X_1, X_2) = 0$$

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]. L'esogenità «forte» garantisce invece che non vi siano effetti di retroazione dalle variabili endogene a quelle debolmente esogene; la «super-esogenità» 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 si è detto, anche ipotesi ausiliarie che introducono vincoli sulla [2], ciò influisce sulle caratteristiche di esogenità (forte o super) di una parte o di tutte le variabili Z con la conseguenza che queste variabili debbono essere modellate congiuntamente e i vincoli possono essere sottoposti a verifica.

Si osservi che la [2], quando le variabili X coincidono con i ritardi delle Z , è interpretabile come un modello VAR vincolato e su questo è relativamente agevole 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:

$$[3] \quad y = \alpha_1 Z_1 + \alpha_2 Z_2 + \beta_1 x_{1.1} + \beta_2 x_{1.2} + u$$

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



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

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

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

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 diversa, nel senso di lasciare invariati i valori di α 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 superesogenità in un contesto di modelli incompleti).

Un problema che va tenuto in dovuta considerazione è senza dubbio la lamentela, condivisa da tutti gli autori citati, riguardante la presentazione dei risultati econometrici che viene ritenuta insufficiente per valutare il rifiuto di un'ipotesi teorica al di là di quanto dichiarato dall'autore. In particolare non è possibile giudicare se siano valide le «ipotesi mantenute» che sono alla base della specificazione del modello.

Nell'approccio di Sims, basato sulla stima delle forme ridotte, 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 tipo di risultato 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 valutare 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 rappresentata dalla cosiddetta Ipotesi Ricardiana di Neutralità (IRN), in cui la [3] diventa:

$$[4] \quad C = \alpha_1 Yd + \alpha_2 DEF + \beta_1 W_{-1} + \beta_2 D_{-1} + u$$

dove [come in Modigliani e altri 1985]:

C è il consumo del settore privato;

Yd 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 statistica nulla di tipo parametrico:

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

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 parecchi altri che ottengono risultati che non possono rifiutare l'ipotesi IRN. Inoltre, articoli di rassegna empirica sull'argomento considerano uno 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 negli articoli di Modigliani e altri 1985, Bernheim 1989 e Nicoletti 1987]. Le due rassegne di Bernheim e Nicoletti analizzano criticamente tale situazione.

È chiaro che la contraddittorietà di ciascun risultato con gli altri può trovare una sua giustificazione in una o più differenze concernenti: *a*) il modello utilizzato; *b*) il periodo campione per la stima dei parametri; *c*) la formulazione dell'ipotesi nulla; *d*) il metodo di stima utilizzato; *e*) l'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 uti-

lizzando 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 altri [1985] con la specificazione [4] respingono decisamente la IRN, per il periodo 1953-1982, 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 va fatto risalire o all'estrema «fragilità» dei risultati ottenuti o all'estrema incertezza nell'adeguata procedura econometrica da seguire, ma anche all'estrema complessità di situazioni che si presentano nell'affrontare il problema del rifiuto di una ipotesi di teoria economica.

Incidentalmente, vale la pena di notare 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 in termini di caratteristiche che debbono essere adeguatamente considerate nella fase di verifica:

1) un primo requisito consiste nel trovare un modello che descriva adeguatamente i dati osservati e che abbia superato i test relativi ai possibili errori di specificazione;

2) un secondo requisito 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 simultanea [vedi Nicoletti 1987] o offrire evidenza indiretta [vedi Modigliani e altri 1985].

3) un terzo requisito consiste nel controllare se l'ipotesi nulla e l'ipotesi alternativa comportano variazioni nella parte non specificata del modello influenzando in tal modo 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 altri [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. Poiché la verifica delle ipotesi viene svolta sul modello empirico è necessario che i test applicati alle stime dei parametri soddisfino, 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 perché 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 che riteniamo 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 il 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 altri mediante il quale gli autori ottengono risultati apparentemente soddisfacenti in termini del valore di R^2 , dell'errore standard della stima, della t di Student dei valori 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 altri, 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 nei ritardi associati a ciascuna variabile.

Il procedimento seguito da Modigliani e altri 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 le variabili ritardate i cui parametri non sono significativamente diversi da zero, giunge a specificare un modello di aggiustamento parziale

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

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

Tali risultati, a differenza del lavoro 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 delle stime 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 altri indicato brevemente con MJP. 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

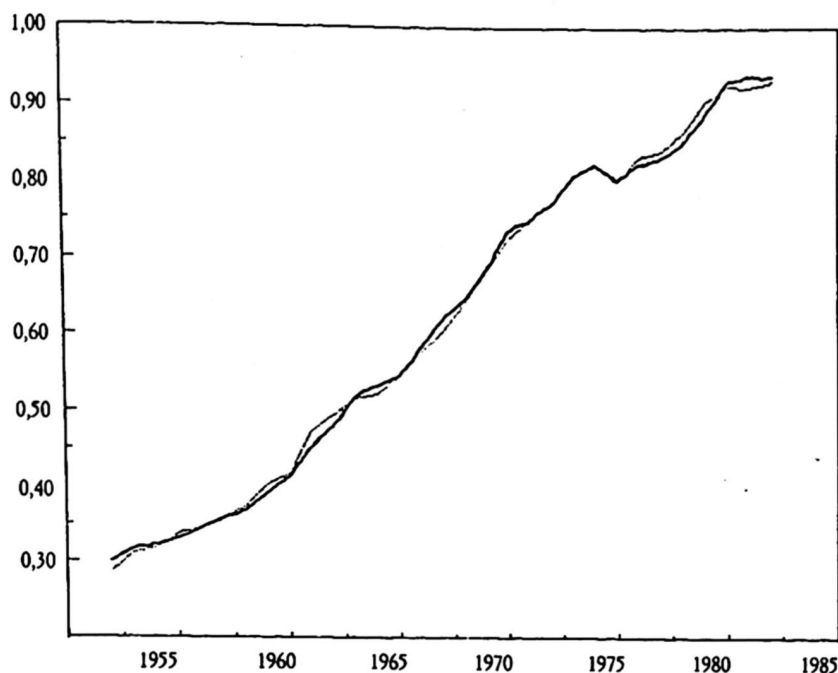


FIG. 1. Valori osservati (tratto grosso) e valori stimati (tratto fine) del Consumo pro-capite in base al modello di MJP.

aggiungendo poi un'osservazione alla volta fino ad esaurire i dati disponibili. I risultati per le stime dei coefficienti dell'equazione di Modigliani e altri e dell'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 X^2 di capacità previsiva (vedi tabella 1). Ciò vale sia per l'equazione di Modigliani e altri sia per quella di Rossi.

Si noti che il test di Chow ottenuto stimando due diversi sottoperiodi offre evidenza di costanza delle stime dei parametri per l'equazione di Rossi, ma ciò è dovuto al fatto che le stime dei 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 altri e infatti in tal caso anche il test di Chow evidenzia la non costanza delle stime dei parametri sull'intero periodo (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'ap-

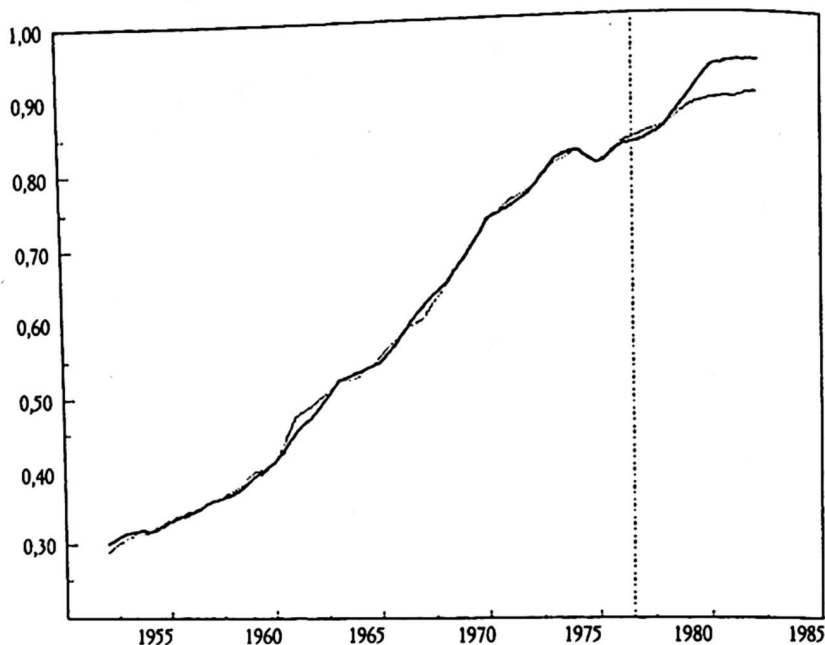


FIG. 2a. Valori osservati (tratto grosso) e valori stimati (tratto fine) fino al 1976 e successivamente valori previsti (tratto fine) un passo avanti, secondo il modello di MJP.

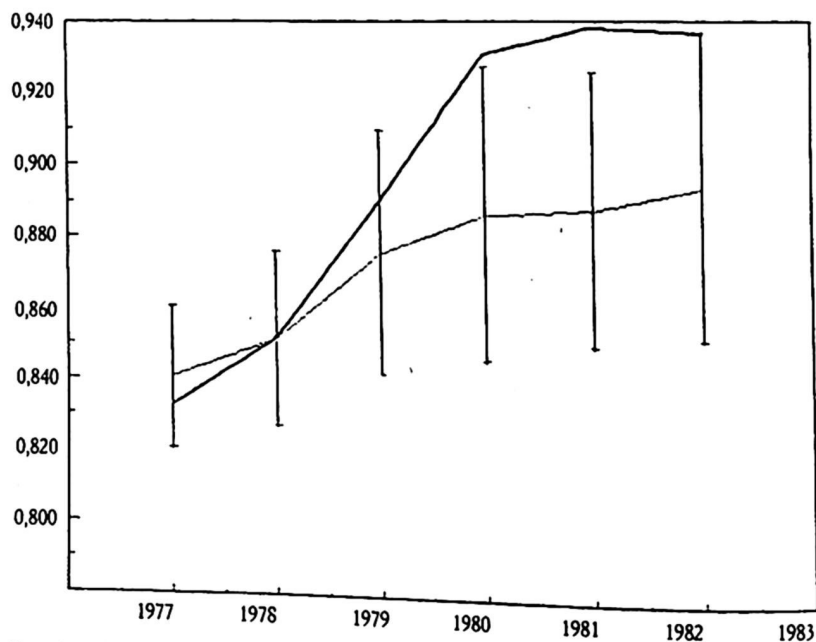


FIG. 2b. Valori osservati (tratto grosso) e valori previsti (tratto fine) dal 1977 al 1982 e relativo intervallo di previsione (± 2 errori standard delle previsioni a un passo).

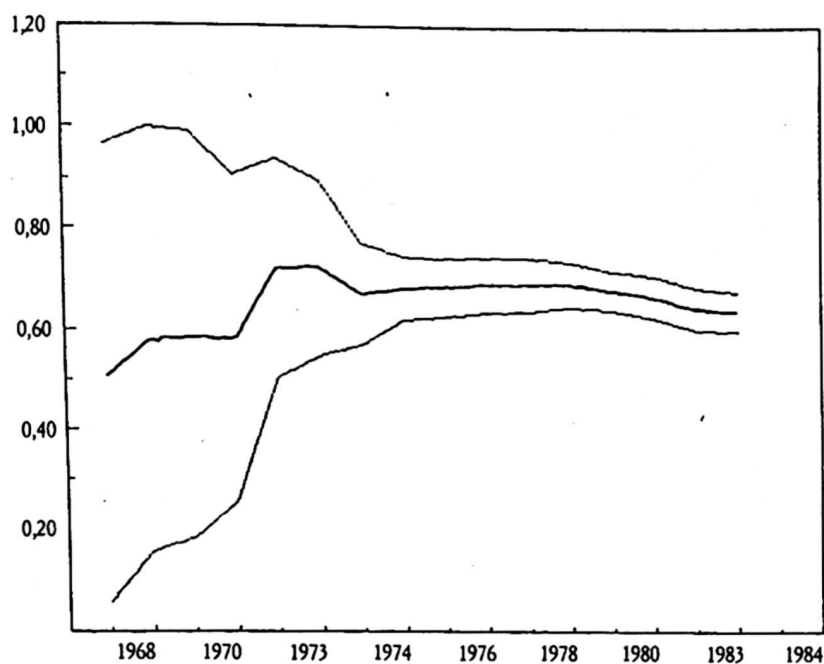


FIG. 3a. Stima ricorsiva del coefficiente del reddito Y_d nel modello di MJP e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima).

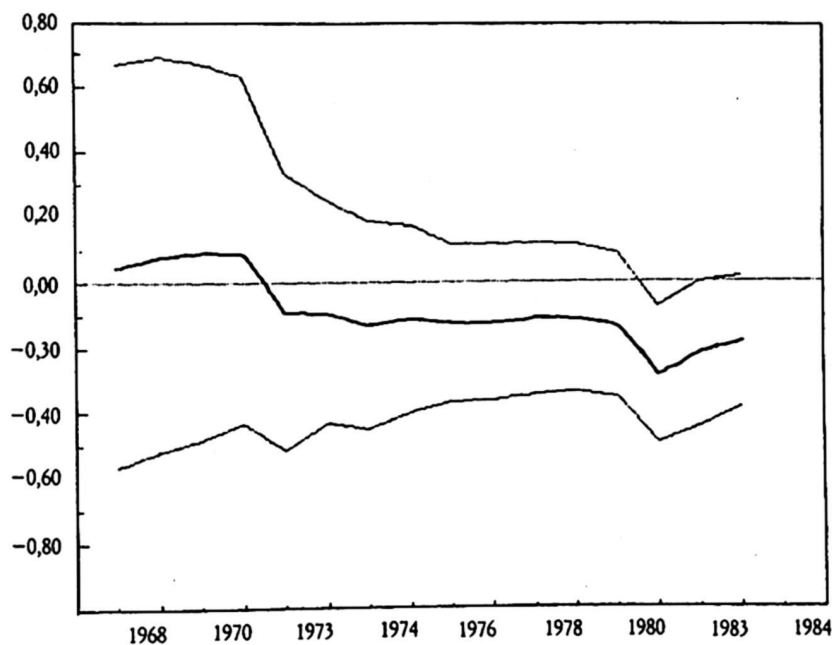


FIG. 3b. Stima ricorsiva del coefficiente del deficit DEF nel modello di MJP e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima).

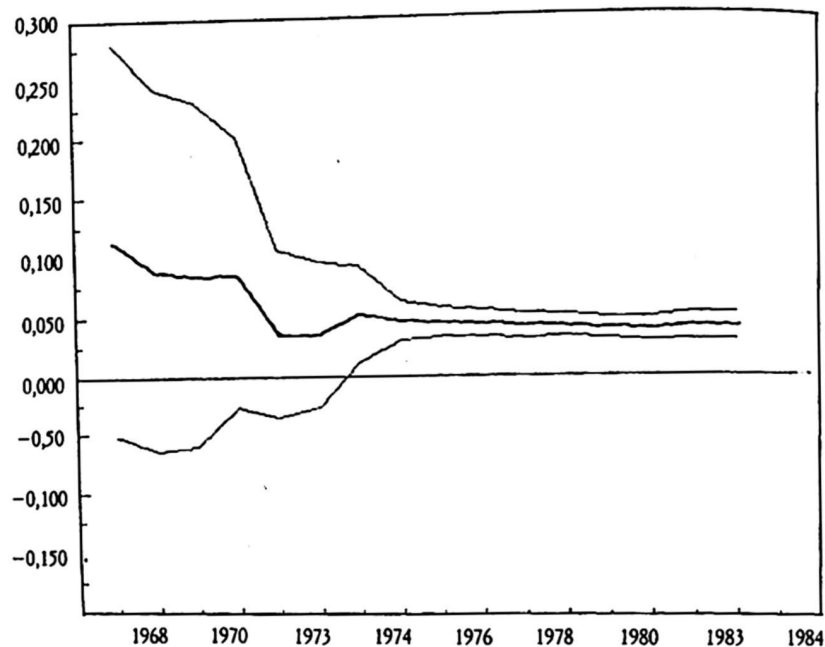


FIG. 3c. Stima ricorsiva del coefficiente della *ricchezza* W nel modello di MJP e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima).

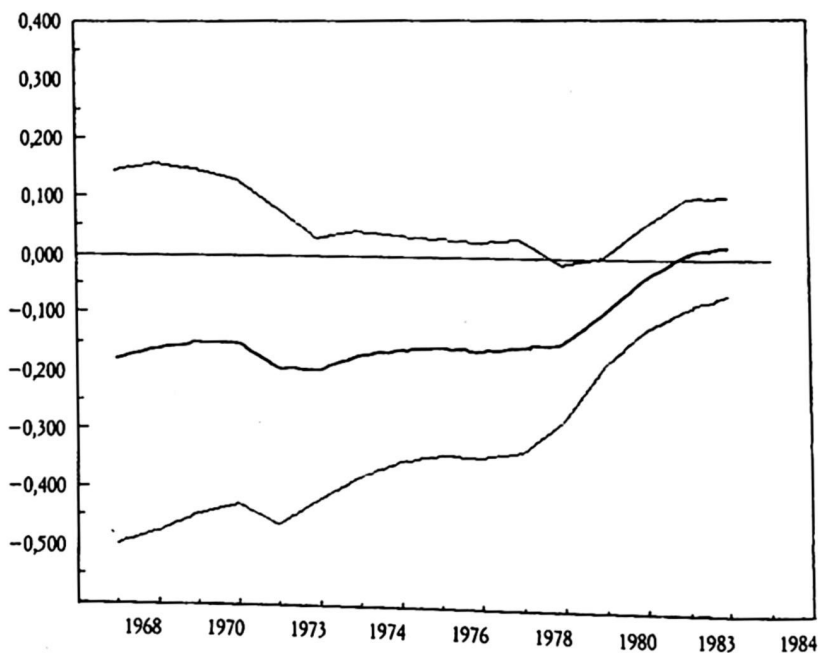


FIG. 3d. Stima ricorsiva del coefficiente del *debito* D nel modello di MJP e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima).

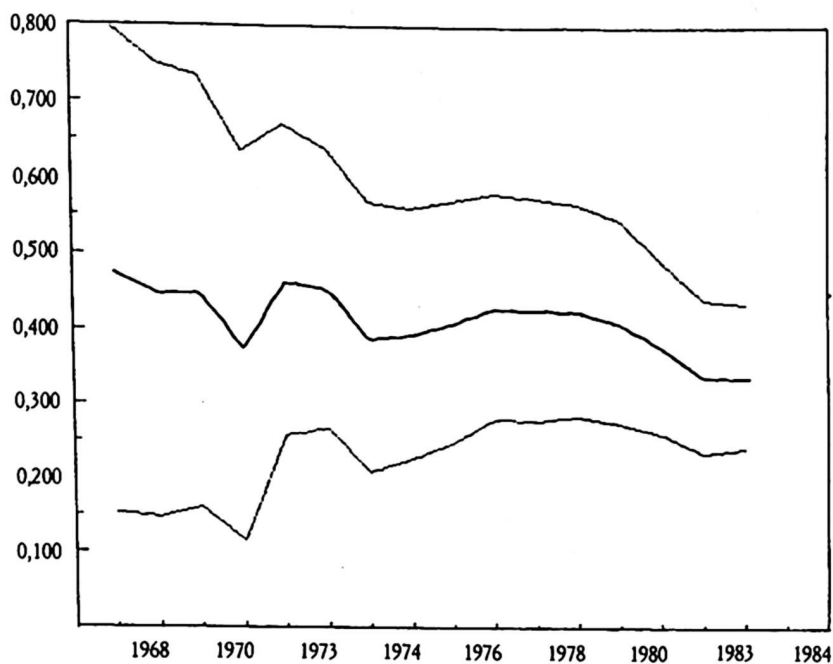


FIG. 4a. Stima ricorsiva del coefficiente del *reddito* Y_d nel modello di Rossi e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima).

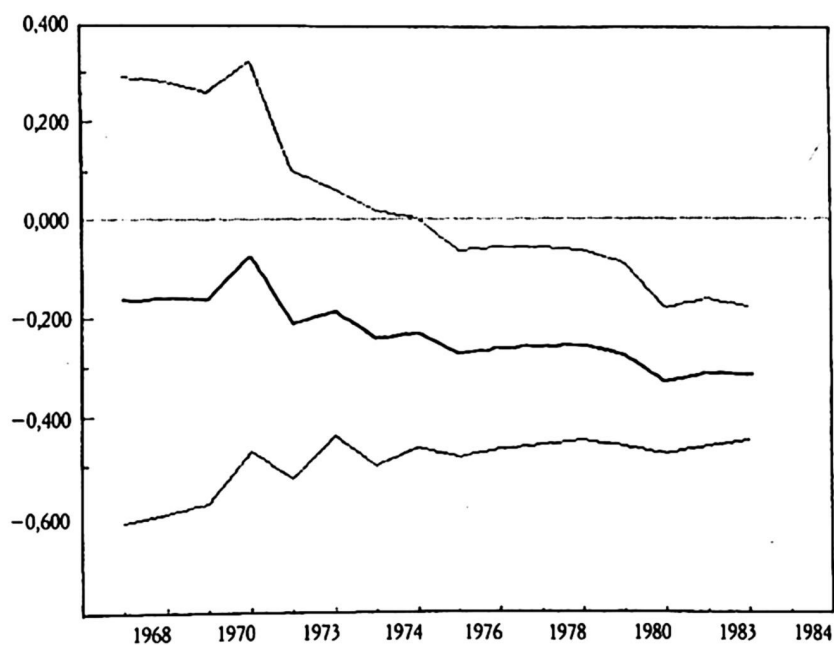


FIG. 4b. Stima ricorsiva del coefficiente del *deficit* DEF nel modello di Rossi e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima).

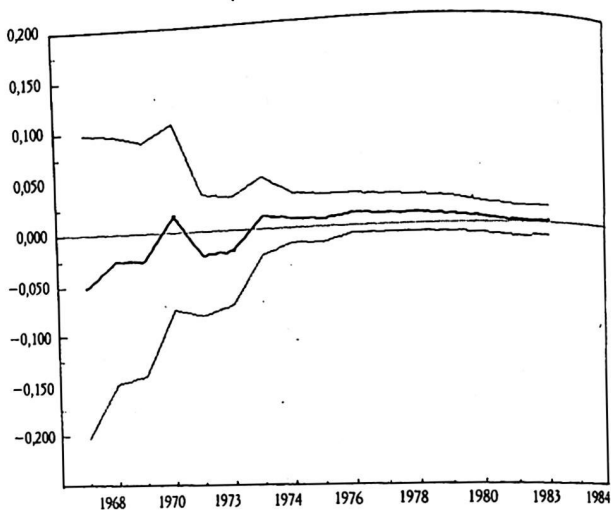


FIG. 4c. Stima ricorsiva del coefficiente della *ricchezza* W nel modello di Rossi e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima).

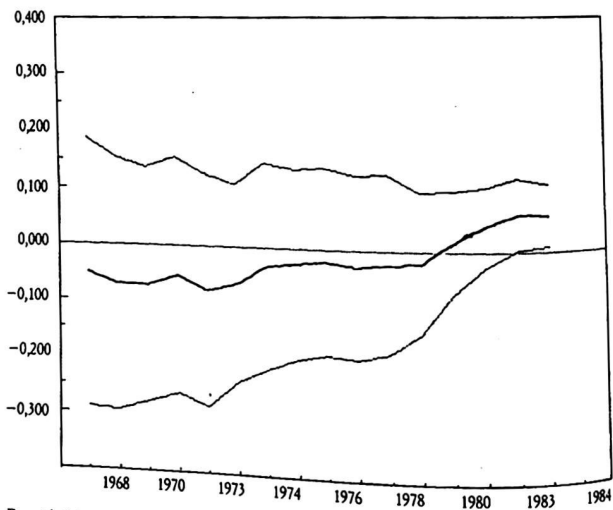


FIG. 4d. Stima ricorsiva del coefficiente del *debito* D nel modello di Rossi e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima).

TAB. 1a. *Analisi della stabilità delle stime dei coefficienti nel modello di Modigliani e altri con errori AR(1)*

Variabili	Periodo	fino al 68	fino al 70	fino al 72	fino al 74	fino al 76	fino al 78	fino all'80
Reddito		0,37	0,45	0,54	0,67	0,67	0,68	0,67
Deficit		-0,34 ⁺	-0,37 ⁺	-0,58	-0,47	-0,26	-0,26	-0,36
Ricchezza		0,15	0,11	0,08	0,03	0,04	0,04	0,04
Debito		0,16 ⁺	0,13 ⁺	0,08 ⁺	0,05 ⁺	-0,04 ⁺	-0,07 ⁺	-0,01 ⁺
Coefficiente di autocorrelazione		0,59	0,56	0,63	0,57	0,37	0,38	0,44
Costante		-0,07 ⁺	-0,03 ⁺	-0,02 ⁺	0,01 ⁺	0,02	0,02	0,02 ⁺
Test sulla capacità pre- visiva (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.

TAB. 1b. *Analisi della stabilità delle stime dei coefficienti nel modello di Rossi*

Variabili	Periodo	fino al 68	fino al 70	fino al 72	fino al 74	fino al 76	fino al 78	fino all'80
Reddito		0,45	0,37	0,45	0,39	0,43	0,43	0,38
Deficit		-0,16 ⁺	-0,08 ⁺	-0,19 ⁺	-0,23	-0,26	-0,26	-0,33
Ricchezza		-0,03 ⁺	0,01 ⁺	-0,02 ⁺	0,01 ⁺	0,01 ⁺	0,01 ⁺	0,004 ⁺
Debito		-0,07 ⁺	-0,05 ⁺	-0,07 ⁺	-0,03 ⁺	-0,03 ⁺	-0,02 ⁺	0,04 ⁺
Consumo ritardato		0,56	0,51	0,53	0,49	0,43	0,44	0,50
Costante		0,03 ⁺	0,01 ⁺	0,03	0,01 ⁺	0,01 ⁺	0,01	0,01 ⁺
Test sulla capacità pre- visiva (X^2/N)		63,4*	3,75*	69,26*	3,38*	5,09*	8,10*	2,31*
Test sulla stabilità dei coefficienti (Chow)		0,69	0,75	0,80	0,59	0,60	0,89	0,99

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.

parente 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). Abbiamo sottoposto a verifica l'esogenità (debole) delle variabili Yd e DEF sia per la specificazione [5] che per la seguente specificazione

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

che è la specificazione [4] corretta per l'autocorrelazione del primo ordine dei residui $u = \rho u_{-1} + e$.

La costruzione del test è quella proposta 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 altri e dalla [5] per il modello di Rossi si ottiene una stima dei residui strutturali, diciamo $\hat{u}$.

Successivamente è stata effettuata una regressione ausiliaria in cui il residuo strutturale $\hat{u}$ viene regredito sui residui di forma ridotta $\hat{V}$ e sulle altre variabili esplicative che figurano nella [5] e nella [6], per i modelli di Rossi e Modigliani e altri 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 Yd 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 descritta più sopra, 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. Lo stesso tipo di risultati si ottiene 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 Yd 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 1989] 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 altri 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 comprenda le due equazioni considerate 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 basate su equazioni del tipo di quelle 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 α_1 , α_2 , β_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 variabili 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 temporale.

Una diversa parametrizzazione della [6] si ottiene esplicitandola per C e aggiungendo e togliendo rispettivamente:

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

Abbiamo così:

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

Una espressione equivalente si ottiene partendo dal modello dinamico generale

$$\begin{aligned} C = & C_0 + \alpha_1 Yd + \alpha_2 DEF + \beta_1 W_{-1} + \beta_2 D_{-1} + \\ & + \gamma_1 C_{-1} + \gamma_2 Yd_{-1} + \gamma_3 DEF_{-1} + \gamma_4 W_{-2} + \gamma_5 D_{-2} + e \end{aligned}$$

aggiungendo e togliendo i termini:

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

ottenendo:

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

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 Yd 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 l'equazione in questo caso non hanno senso in quan-

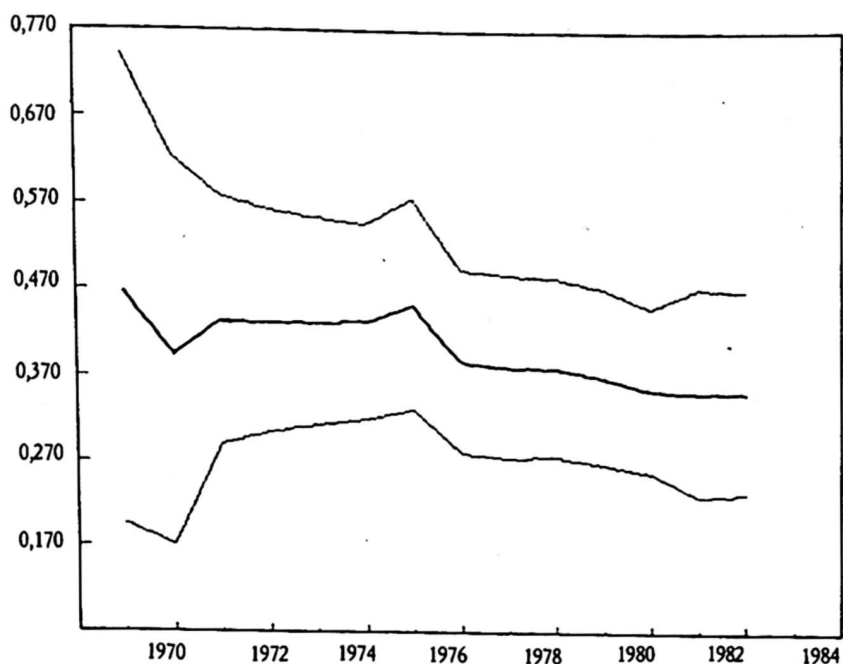


Fig. 5a. Stima ricorsiva del coefficiente del reddito Y_d nel modello riparametrizzato per tenere conto della non stazionarietà delle variabili e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima).

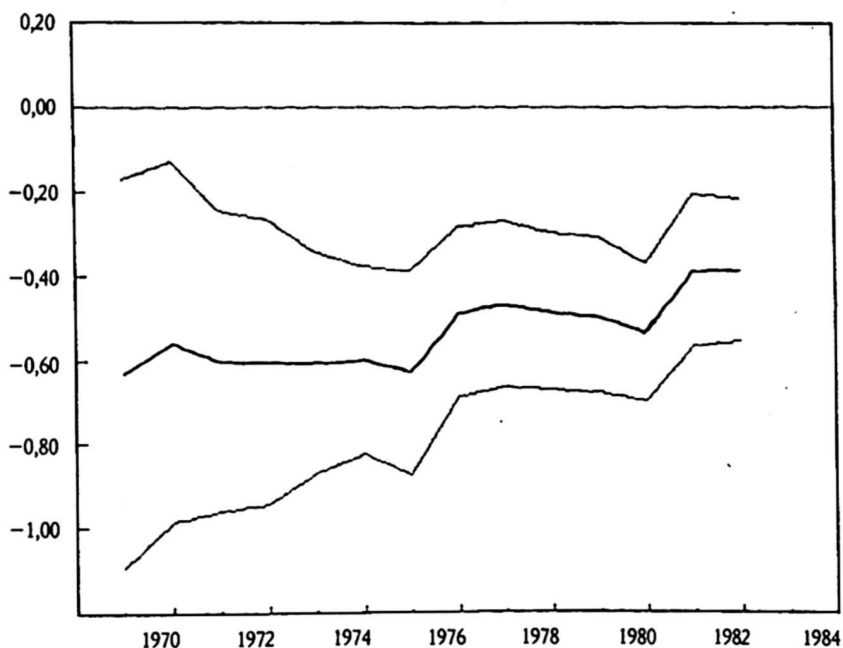


Fig. 5b. Stima ricorsiva del coefficiente del deficit DEF nel modello riparametrizzato per tenere conto della non stazionarietà delle variabili e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima).

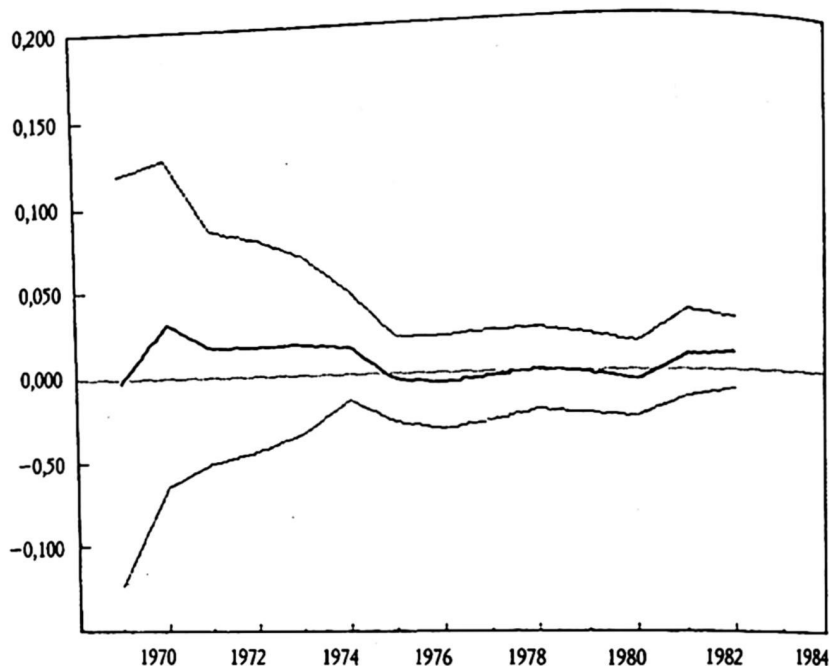


FIG. 5c. Stima ricorsiva del coefficiente della *ricchezza* W nel modello riparametrizzato per tenere conto della non stazionarietà delle variabili e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima).

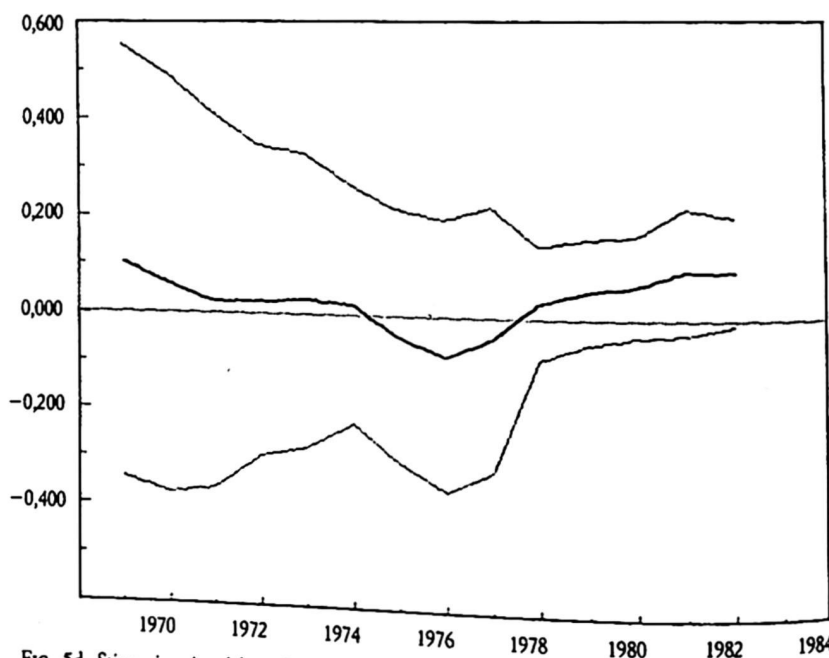


FIG. 5d. Stima ricorsiva del coefficiente del *debito* D nel modello riparametrizzato per tenere conto della non stazionarietà delle variabili e relativo errore di stima (± 2 errori standard della stima).

to 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:

- i) a favore della possibilità di sottoporre a verifica econometrica ipotesi di teoria economica,
- ii) contro la riduzione meccanica di un'ipotesi teorica ad un'ipotesi statistica sui parametri di una singola equazione,
- iii) 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 rappresentato dalla 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 di teoria economica 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 contro relazioni spurie e cioè che le variabili associate ai parametri «di interesse» siano stazionarie o, nel caso di variabili non stazionarie, che tra tali variabili esista una relazione che le porti ad essere congiuntamente stazionarie (di cointegrazione);
- 5) se siamo interessati a un periodo campionario abbastanza lungo assume particolare importanza la verifica della costanza delle stime 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 perché 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 importanza non primaria;

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.

Riferimenti bibliografici

- Bernheim, B. D. (1989), *A Neoclassical Perspective on Budget Deficits*, in «The Journal of Economic Perspectives», 2, pp. 55-72.
- Blanchard, D. (1985), *Debt, Deficits and Finite Horizons*, in «Journal of Political Economy», 2, pp. 223-247.
- Cappuccio, N., Orsi, R. (1990), *Testing Exogeneity in Overidentified Models*, CORE, Discussion Paper n. 9042, Università di Lovanio, Belgio.
- Diebold, F. X., Nerlove, M. (1989), *Unit Roots in Economic Time Series: A Selective Survey*, in *Advances in Econometrics: Co-Integration, Spurious Regressions, and Unit Roots*, a cura di T. B. Fomby e G. F. Rhodes, Greenwich, JAI Press.
- Engle, R. F. (1982), *A General Approach to Lagrange Multiplier Model Diagnostics*, in «Journal of Econometrics», pp. 83-104.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987), *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimating and Testing*, in «Econometrica», pp. 251-276.
- Engle, R. F., Hendry, D. F. (1986), *Testing Superexogeneity and Invariance*, dattiloscritto.
- Engle, R. R., Hendry, D. F., Richard, J. F. (1983), *Exogeneity*, in «Econometrica», pp. 277-304.
- Epstein, R. J. (1987), *A History of Econometrics*, Amsterdam, North-Holland.
- Evans, P. (1988), *Are Consumers Ricardian? Evidence for the United States*, in «Journal of Political Economy», 5, pp. 983-1004.
- Frisch, R. (1934), *Statistical Confluence Analysis by Means of Complete Regression Systems*, Oslo.

- Gambetta, G. (1987), *Teoria e pratica in econometria*, in «Economia Politica», 3, pp. 437-467.
- Gambetta, G., Orsi, R. (1982), *The Chow test in the Presence of Serially Correlated Errors*, in *Evaluating the Reliability of Macroeconomic Models*, a cura di G. C. Chow e P. Corsi, New York, I. Wiley & Sons.
- 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*, in «Econometrica», (supplemento), pp. 1-118.
- (1958), *The Role of the Econometrician in the Advancement of Economic Theory*, in «Econometrica», pp. 351-357.
- Hausman, D. M. (1989), *Economic Methodology in a Nutshell*, in «Journal of Economic Perspectives», 2, pp. 115-127.
- Hausman, J. A. (1978), *Specification Tests in Econometrics*, in «Econometrica», pp. 1251-1272.
- Hendry, D. F. (1987), *Econometric Methodology: A Personal Perspective*, in *Advances in Econometrics*, a cura di T. Bewley, 5th World Congress, Vol. II, Cambridge, Cambridge University Press.
- Holly, A., Sargan, J. D. (1982), *Testing for Exogeneity within a Limited Information Framework*, Cahier de Recherches Economiques, Université de Lousanne.
- Hurwicz, L. (1962), *On the Structural Form of Interdependent Systems, in Logic Methodology and Philosophy of Sciences*, a cura di Nagel E., Suppes P., Tarski A., Stanford, Stanford University Press, pp. 232-239.
- Klein, L. (1947), *The Use of Econometric Models as a Guide to Economic Policy*, in «Econometrica», pp. 111-151.
- Koopmans, T. C. (1945), *Statistical Estimation of Simultaneous Economic Relations*, in «Journal of the American Statistical Association», tr. it. T. C. Koopmans, *Econometria, analisi delle attività, crescita ottimale*, Bologna, Il Mulino, 1987.
- (1950), *When is an Equation System Complete for Statistical Purposes?*, in *Statistical Inference in Dynamic Economic Models*, a cura di T. C. Koopmans, New York, Wiley, pp. 393-409.
- Kormendi, R. C. (1983), *Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior*, in «American Economic Review», pp. 994-1010.
- Leamer, E. E. (1987), *Econometrics metaphors*, in *Advances in Econometrics*, a cura di T. Bewley, 5th World Congress Vol. II, Cambridge, Cambridge University Press.
- Leamer, E. E., Leonard, H. (1983), *Reporting the Fragility of Regression Estimates*, in «The Review of Economics and Statistics», pp. 306-317.
- Lubrano, M., Pierce, R. G., Richard, J. F. (1986), *Stability of a U.K. Money Demand Equation: A Bayesian Approach to Testing Exogeneity*, in «Review of Economic Studies», pp. 603-634.
- Malinvaud, E. (1988), *Econometric Methodology at the Cowles Commission: Rise and Maturity*, in «Econometric Theory», pp. 187-209.
- Marshall, J. (1953), *Economic Measurements for Policy and Prediction*, in *Studies in Econometric Method*, a cura di Hood W. C., Koopmans T. C., 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, in «Moneta e Credito», pp. 123-162.
- (1989), *L'impatto della politica fiscale e dell'inflazione sul risparmio nazionale: un replica*, in «Moneta e Credito», pp. 261-266.
- Modigliani, F., Sterling, A. (1986), *Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior: Comment*, in «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*, in *Contributions to Operations Research and Econometrics. The twentieth Anniversary of CORE*, a cura di B. Cornet e H. Tulkens, Cambridge, Mass., MIT Press, pp. 319-383.
- (1987b), *Three Econometric Methodologies: A Critical Appraisal*, in «Journal of Economic Surveys», Vol. 1, pp. 3-24.
- Pagan, A., Wickens, M. R. (1989), *A Survey of Some Recent Econometric Methods*, in «Economic Journal», n. 99, pp. 962-1025.
- 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*, in «Moneta e Credito», pp. 251-259.
- Seater, J. J., Mariano, R. S. (1985), *New Tests of the Life Cycle and Tax Discounting Hypotheses*, in «Journal of Monetary Economics», pp. 195-215.
- Sims, C. (1980), *Macroeconomics and Reality*, in «Econometrica», pp. 1-45.
- Sims, C. A. (1987), *Making Economics Credible*, in *Advanced in Econometrics*, a cura di T. Bewley, 5th World Congress, Vol. II, Cambridge University Press.
- Spanos, A. (1986), *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Stock, J. H., Watson, M. W. (1988), *Variable Trends in Economic Time Series*, in «Journal of Economic Perspectives», 3, pp. 147-174.
- Stock, J. H., West, K. D. (1988), *Integrated Regressors and Tests of the Permanent Income Hypothesis*, in «Journal of Monetary Economics», pp. 85-95.
- 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.
- (1962), *Models of Data*, in *Logic, Methodology and Philosophy of Science*, a cura di Nagel E., Suppes P. e Tarski A., Proceedings of the 1960 International Congress, Stanford.
- Van Fraassen, B. (1985), *L'immagine scientifica*, Bologna, CLUEB.