

Agosto 1984

32

Servizio Studi
della
Banca d'Italia

TEMI DI DISCUSSIONE

Giuseppe MAROTTA

**Un'indagine econometrica sui consumi
nazionali (1972 - 1981)**

Un'indagine econometrica sui consumi nazionali
(1972-1981)

di

Giuseppe Marotta

Nel lavoro sono modellati i comportamenti di spesa dei residenti per l'insieme dei consumi, distinti in servizi e beni non durevoli, mezzi di trasporto e altri beni durevoli. I risultati mostrano empiricamente due effetti del tasso d'interesse reale, realizzato e atteso, sui consumi: il primo, espansivo, tramite la parziale correzione del reddito per le perdite da inflazione sulla ricchezza finanziaria; il secondo, di segno opposto, come costo opportunità nella spesa per i beni durevoli.

La serie dei "Temi di discussione" intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all'interno della Banca d'Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l'Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti. I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell'Istituto.

Un'indagine econometrica sui consumi nazionali
(1972-1981) (*)

1 - Introduzione

Il lavoro presenta un'indagine econometrica sulle determinanti della spesa per consumi delle famiglie residenti per il periodo 1970 - 1981. Il modello stimato è costituito da una funzione di consumo per servizi e beni non durevoli e da due per l'acquisto di mezzi di trasporto e di altri beni durevoli. L'attenzione maggiore è stata dedicata a modellare queste due ultime categorie, poiché le conoscenze al riguardo sono minori, specie con riferimento al periodo più recente (¹).

Anche se le tre equazioni sono ottenute singolarmente, il filo unitario sottostante la ricerca è stato quello di indagare le connessioni tra i diversi atti di spesa dei consumatori tramite il ruolo dei prezzi relativi e del tasso d'interesse reale. A questo proposito si è cercato di tener conto, da un lato, della (parziale) "correzione" del reddito disponibile connessa alla perdita di potere di acquisto sulle attività finanziarie nette derivante dall'inflazione e, dall'altro, del ruolo di costo-opportunità rappresentato dal tasso d'interesse reale ex-ante nelle decisioni di spesa in beni durevoli.

Il lavoro è così articolato. Il secondo paragrafo presenta il quadro analitico di riferimento, costituito dall'ipotesi del ciclo vitale, mettendo in luce le ap-

prossimazioni richieste dai dati disponibili per giungere alle definizioni delle variabili chiave (consumi, reddito e ricchezza) utilizzate nelle stime. I successivi due paragrafi comprendono la specificazione e la stima, rispettivamente, delle equazioni relative ai consumi non durevoli e durevoli; il quinto esamina nel suo complesso il modello così ottenuto; il sesto fornisce infine alcune valutazioni sui risultati complessivi.

2 - Lo schema analitico

Il modello di riferimento assunto nel lavoro per consumi non durevoli è quello aggregato del ciclo vitale, lineare nel reddito e nella ricchezza

$$(1) \quad C = aYL^e + (b_0 + b_1 r)W_{-1}^* = aYL^e + b_0 W_{-1}^* + b_1 YNL^e \\ \simeq aYD^e + b_0 W_{-1}^* \quad , \quad \text{per } b_1 \simeq a$$

dove valgono le identità

$$(1a) \quad C = CND^* + (r_D + d_D)WD_{-1}^* + (r_{AB} + d_{AB})WAB_{-1}^*$$

$$(1b) \quad YNL^e = r_D WD_{-1}^* + r_{AB} WAB_{-1}^* + r_K WK_{-1}^* + r_{AF} WAF_{-1}^* + r_{AZ} WAZ_{-1}^*$$

$$(1c) \quad W^* = WD^* + WAB^* + WK^* + WAF^* + WAZ^*$$

e in cui tutte le variabili in lettere maiuscole denotano aggregati a prezzi costanti, le stellettole indicano le grandezze teoriche e il significato dei simboli è il seguente:

- C = consumo, economicamente inteso come somma della spesa per beni di consumo non durevoli e servizi (CND) più fitti (effettivi e imputati) delle abitazioni (WAB) e i servizi, al lordo del rimpiazzo, dello stock dei beni di consumo durevoli (WD);
- YD^{e*} = reddito disponibile atteso, distinto in reddito da lavoro, (YL^e) e in reddito non da lavoro (YNL^e);
- W^* = ricchezza comprendente tra le componenti reali, oltre a WD e WAB, anche lo stock di beni capitali produttivi posseduto direttamente dai consumatori (WK), e con la parte finanziaria articolata tra le azioni (WAZ) e i titoli e i depositi (WAF);
- d_i = tasso di ammortamento della componente i-esima della ricchezza reale delle famiglie;
- r_i = tasso di rendimento reale netto a lunga sulla componente i-esima della ricchezza delle famiglie.

L'applicazione dello schema al caso italiano incontra diversi problemi soprattutto per la carenza di dati affidabili sul valore dello stock di beni di consumo durevoli e di beni di investimento, siano essi impiegati nella produzione oppure abitazioni (²), posseduti dalle famiglie, oltre alle discrepanze di classificazione per questo operatore tra la contabilità nazionale e le statistiche finanziarie. Infine, i dubbi sottostanti la stima del capitale fisso a costi di rimpiazzo trattengono dall'utilizzare il reddito al netto degli ammortamenti.

Tale situazione ha indotto a mutuare lo schema sopraesposto solo per i consumi non durevoli ⁽³⁾, adottando le severe approssimazioni di misurazione per reddito e ricchezza che possono essere così espresse, utilizzando i simboli già introdotti

$$(2) \quad \overset{*}{CND} = \overset{*}{CND} + (r_{AB}^* + d_{AB}^*) \overset{*}{WAB}_{-1}$$

$$(3) \quad \overset{*}{YD} = \overset{*}{YL} + r_{AB}^* \overset{*}{WAB}_{-1} + r_k^* \overset{*}{WK}_{-1} + r_{AF}^* \overset{*}{WAF}_{-1} + r_{AZ}^* \overset{*}{WAZ}_{-1} + d_{AB}^* \overset{*}{WAB}_{-1} + d_k^* \overset{*}{WK}_{-1}$$

$$(4) \quad \overset{*}{W} = \overset{*}{WF} = \overset{*}{WAF} + \overset{*}{WAZ}$$

dove r_i indica il tasso di rendimento reale implicito nel calcolo dell'*i*-esimo tipo di reddito non da lavoro nei conti nazionali, a prezzi costanti.

Nella (3) il terzo termine a destra del segno di eguaglianza indica i redditi da capitale-impresa, il quarto gli interessi effettivi percepiti sulle attività finanziarie nette, il quinto i redditi azionari e gli ultimi due gli ammortamenti sulla ricchezza reale esclusi i beni durevoli.

La (4) mostra i limiti più severi riscontrabili nel tentare di utilizzare delle variabili misurabili prossime a quelle richieste dalla teoria: invece della ricchezza totale è possibile ottenere solo una stima attendibile della componente finanziaria, con l'aggravante che gli interessi effettivi e i redditi azionari attribuiti all'operatore famiglie di contabilità nazionale sono riferiti implicitamente a stocks diversi da quelli rilevati

nelle statistiche finanziarie (WAF/WAF^* , WAZ/WAZ^*).

E' opportuno notare che la componente interessi del reddito disponibile, così come calcolata nei conti nazionali, è in via di principio sovrastimata, perchè non tiene conto della decurtazione nel potere di acquisto della ricchezza finanziaria dovuta al processo inflazionistico. Riallacciandosi alla definizione hicksiana del reddito come quel flusso di consumi che non intacca il valore atteso, in termini di potere di acquisto, della ricchezza di inizio periodo, diversi recenti lavori sulla funzione del consumo (⁴) hanno considerato una definizione di reddito 'corretto' del tipo:

$$(5) \quad YD^H = YD - g p^e WAF_{-1}$$

dove p^e è il tasso atteso d'inflazione al consumo e g esprime il grado di percezione della perdita, oltre a incorporare le conseguenze di un'errata misurazione del tasso atteso d'inflazione e/o delle attività finanziarie nette.

Si noti che la (5) rappresenta un tentativo minimale di approssimare il reddito hicksiano corrente, in quanto non tiene conto dei guadagni/perdite in conto capitale dovuti a variazioni nei prezzi relativi di tutte le componenti reali della ricchezza delle famiglie, in particolare delle abitazioni. Questa omissione, motivata da carenza di dati, potrebbe non essere empiricamente rilevante in una funzione di consumo per non durevoli ove tali variazioni nei prezzi fossero ritenute dai consu-

matori transitorie e/o difficilmente realizzabili (5).

I valori stimati di g , man mano che i periodi di stima includono anni più recenti, hanno mostrato una tendenza all'aumento (da 0.5 a 1 nell'esperienza inglese, ad esempio). Nel caso italiano si è passati da valori di 0.2 a 0.5, anche se non significativamente diversi da 0 (valore ottenuto per scanning dall'autore in un precedente lavoro (6)). Ciò contrasta con quanto ci si potrebbe attendere, specie tenuto conto della quota crescente degli interessi netti sul reddito disponibile delle famiglie, passata dallo 0.2 per cento nel 1970 al 5.7 nel 1981, in quanto indicherebbe la presenza di una forma estrema di illusione monetaria da parte dei consumatori.

Il problema della correzione si collega a quello dell'approssimazione del reddito disponibile atteso, per cui si utilizza nel lavoro un ritardo distribuito. Poiché il rilevante tasso di rendimento reale è a lungo termine, si è adottata la soluzione, per approssimare la perdita di potere di acquisto sulla ricchezza finanziaria di inizio periodo, di utilizzare un tasso d'inflazione realizzato a distanza di un anno, su base trimestrale, e di imporre lo stesso ritardo distribuito su questa componente del reddito disponibile (7).

La specificazione (1) del modello del ciclo vitale comporta che si tenga conto solo dell'effetto reddito del tasso d'interesse reale, sulla base di un a priori che ritiene empiricamente poco significativo l'effetto di sostituzione intertemporale (8). Nel modello MPS, in

cui si trova è la formulazione empirica più rigorosa del ciclo vitale, l'effetto di sostituzione del tasso d'interesse reale deriva soprattutto dal canale della valutazione dei titoli a lunga e delle azioni, tanto più alta quanto minore è il tasso di sconto ad essi applicato. Nel caso italiano, per le note condizioni del mercato borsistico e la virtuale scomparsa di titoli a lunga con rendimenti non indicizzati in qualche forma al tasso d'inflazione, tale canale è estremamente più debole. Inoltre, la pratica inesistenza del credito al consumo, in particolare per i beni non durevoli, preclude un ruolo del tasso d'interesse se non, implicitamente, come costo opportunità.

In anni recenti si è molto argomentato circa un ruolo diretto (che cioè non tenga conto degli effetti di retroazione nel sistema economico attraverso l'aumento dei costi, la caduta degli investimenti e dell'occupazione e la conseguente revisione verso il basso delle aspettative di reddito) di alti tassi reali di interesse per scoraggiare i consumi. Mancando validi riscontri empirici nella letteratura circa un suo ruolo nella funzione di consumo per beni non durevoli, esso dovrebbe essere rinvenuto in quelle per i durevoli e/o in qualche effetto di riduzione del valore della ricchezza reale (abitazioni) e quindi in un effetto depressivo sui consumi dal lato della ricchezza totale. In assenza di dati sufficientemente attendibili per le abitazioni, ci si limita nel lavoro a investigare il primo canale.

3 - Stima della funzione di consumo per servizi e beni non durevoli

La funzione di consumo, prescindendo dai ritardi, è del tipo:

$$CND=c_0+c_1+YD^e+c_2WF_{-1}$$

usando i simboli in (2) - (4). Le specificazioni econometriche stimate, sia perchè il campione preclude per la sua relativa esiguità l'utilizzo di ritardi distribuiti sufficientemente lunghi per le variabili esplicative, sia per la natura molto autoregressiva della serie da spiegare, includono la variabile dipendente ritardata. Il reddito disponibile atteso è stato approssimato con ritardi polinomiali, sino all'ottavo, di Almon (⁹). La verifica sull'accettabilità empirica della correzione hicksiana è stata compiuta effettuando uno scanning su g , da 0 a 1, in equazioni con polinomi del primo, secondo e terzo grado. In generale, i risultati ottenuti mostrano una sostanziale invarianza dell'errore standard di regressione e del DW, assunto come rozzo indicatore di cattiva specificazione, lungo l'intero intervallo dei valori di g , confermando quanto già emerso sulla difficoltà di identificare empiricamente il parametro (¹⁰). Sulla base dei valori dell'errore standard e della grandezza e significatività della costante si è deciso, nel corso del lavoro, di imporre un valore di g pari a 0.5, con l'implicazione, prescindendo da errori di misurazione, di una sola parziale assenza di illusione monetaria da parte dei consu-

matori.

L'equazione prescelta (Tav. 1 e Fig. 1A) mostra un ottimo grado di adattamento, con un errore standard pari a poco più dello 0.7 per cento della variabile dipendente e l'assenza di indizi di cattiva specificazione. Le elasticità di lungo periodo dei consumi (valutate sui valori medi delle variabili nel periodo di stima) rispetto al reddito corretto e alla ricchezza finanziaria sono pari, rispettivamente a 0.804 e 0.106. La somma delle due (0.91) può essere confrontata con l'elasticità (unitaria) del consumo economicamente definito rispetto al reddito permanente e conferma una tendenza, già emersa considerando il periodo 1970 - 1979, sia pure su dati diversi e per i consumi interni (¹¹), a ritenere come troppo alto un valore unitario dell'elasticità dei consumi non durevoli rispetto al reddito.

Empiricamente, un polinomio di Almon del primo grado sul reddito è risultato preferibile. Come è facilmente constatabile, esso è indistinguibile da una semplice media mobile a nove termini. Nel complesso, la struttura dinamica dell'equazione comporta lunghi ritardi nell'aggiustamento dei consumi al reddito, anche se non implausibili. Su questo punto si rinvia al paragrafo 5.

4 - Funzioni di spesa per beni di consumo durevoli

4.1 Considerazioni preliminari. Le caratteristiche principali, nel corso del periodo 1970-1981, dei consumi privati in beni di consumo durevoli, nella definizione adottata nel lavoro, sono riassumibili nelle Tavole 2 e 3.

Un rapido esame mostra le forti fluttuazioni intercorse nel periodo in esame nella spesa per beni di consumo durevoli, in particolare connesse alle due voci "acquisto mezzi di trasporto" e ancor più ad "apparecchi radio TV e altri beni di carattere ricreativo". In quest'ultimo caso si è registrato nel corso del periodo una vera e propria variazione qualitativa nel paniere dei consumi, a seguito dell'introduzione del televisore a colori e della diffusione dei beni di consumo elettronici e audiovisivi a partire dal 1977.

Queste considerazioni introduttive motivano le difficoltà, oltre a quelle note in letteratura, incontrate nel modellare la spesa per beni di consumo durevoli, in cui è stata distinta quella per l'acquisto di mezzi di trasporto, data la relativa omogeneità del comparto.

4.2 La funzione di spesa per altri beni di consumo durevoli. I consumi delle famiglie in altri beni durevoli (CAD) includono le spese in "mobili e accessori", "elettrodomestici e apparecchi per la casa", "apparecchi

radio TV e altri beni di carattere ricreativo" e "altri beni" (preziosi, orologi, articoli da viaggio, cancelleria).

L'eterogeneità delle diverse voci ha sconsigliato di utilizzare schemi teorici che richiedano una variabile di consistenza, come è il caso del tradizionale modello di stock adjustment. Si è preferito adottare una specificazione in termini di spesa (¹²), in cui appaiono come determinanti principali reddito atteso, ricchezza e prezzi relativi, assieme ad altre variabili che colgono la reattività di CAD rispetto a condizioni congiunturali di breve periodo:

$$\text{CAD} = f(\text{DUCOLOR}, \text{YD}^e, \text{WF}_{-1}, \text{p}^{\text{CAD}}/\text{p}, r - \dot{\text{p}}^e, \Delta \text{URE})$$

(+ (+) (+) -1 (-) (-) (-)

Le due variabili di prezzi relativi sono il rapporto tra i deflatori di CAD e dei consumi privati nazionali, ipotizzando un (debole) rapporto di sostituzione tra CAD e tutti gli altri consumi, e il tasso d'interesse reale atteso a breve. Non si è ritenuto che fosse rilevante un concetto di costo d'uso, così come formulato nella letteratura neoclassica sulla teoria dell'investimento perchè, a causa dell'eterogeneità dell'aggregato, è difficile definire il concetto di servizio imputato. Il tasso d'interesse reale atteso esprime, nel presente contesto, il costo opportunità di investire in attività

finanziarie o nell'acquisto di beni durevoli, comparto caratterizzato, salvo che per i beni qualitativamente nuovi e i preziosi, soprattutto da una domanda modificabile nel suo profilo temporale senza rilevanti costi di aggiustamento.

L'effetto dell'introduzione del televisore a colori (e degli altri beni di consumo ricreativi elettronici) è stato colto tramite una variabile di comodo (DUCOLOR), che assume valore 0 sino al 7604 e valore 1 successivamente. L'idea sottostante è che con il nuovo prodotto si sia innalzato il livello medio della spesa rispetto al periodo precedente (¹³).

Come indicatore delle tensioni sul mercato del lavoro, e quindi del grado di ottimismo sui redditi futuri, si è scelta la variazione del tasso di disoccupazione (che include, tradotte per numero di occupati, le ore integrate). Sebbene criticabile perchè non è standardizzata per il livello del tasso di disoccupazione, tuttavia essa può cogliere qualitativamente revisioni verso il basso o l'alto del reddito atteso e/o svolgere un ruolo di indicatore della transitorietà del reddito particolarmente appropriato per il caso dei beni di consumo durevoli.

Empiricamente (minore errore standard e migliore DW), il reddito atteso, anche in questo caso approssimato con un ritardo distribuito, non è corretto per la perdita di potere di acquisto.

L'equazione preferita è stimata nella forma:

$$CAD = c + a_1 DUCOLOR + (a_2 + a_3 \frac{p}{p} + a_4 (r - \dot{p}) + a_5 \Delta URE) \bar{YD} + a_6 WF_{-1}$$

dove la restrizione di una semplice media mobile a nove termini sui valori correnti e passati del reddito è stata suggerita da una precedente stima con un polinomio lineare di Almon non vincolato. L'equazione (Tav. 4 e Fig. 2) presenta i segni attesi per tutti i regressori inclusi, l'errore standard è pari all'1.2 per cento della media della variabile dipendente, non vi sono indizi di autocorrelazione nei residui e l'equazione è stabile secondo il test di Chow.

L'elasticità al reddito di CAD (valutata con i valori medi delle variabili nel campione) è superiore all'unità (1.79), come ci si attenderebbe trattandosi di un aggregato che comprende beni di lusso. Usando come regressori distinti il tasso d'interesse nominale e il tasso atteso d'inflazione, ambedue risultano altamente significativi e di segno opposto; la restrizione di uguaglianza dei coefficienti (in valore assoluto) delle due variabili è accettata in base a un test F ($F(1.25)=1.22$).

Per avere un'indicazione quantitativa del ruolo del tasso d'interesse reale ex-ante, si consideri che un suo aumento di un punto percentuale rispetto ai valori storici nel periodo di stima, dovuto a una riduzione del tasso atteso d'inflazione, avrebbe comportato, a parità di condizioni, una caduta dello 0.6 per cento in media

della spesa in CAD. L'elasticità di CAD alla variabile prezzi relativi, calcolata sui valori medi nel campione, risulta pari a 0.34.

4.3 La funzione di spesa per l'acquisto di mezzi di trasporto. Gli acquisti di mezzi di trasporto (CAMT) hanno presentato due andamenti nettamente distinti tra il 1971 e il 1978 e i successivi tre anni, trascurando la ripresa durante il 1970, connessa alle limitazioni dell'offerta nel corso dell'autunno caldo. Nel primo sottoperiodo, dominato dagli effetti del primo shock petrolifero, si è registrata un'assenza totale di trend, con una forte caduta fra il terzo trimestre 1973 e il primo del 1975 e una successiva ripresa sui valori precedenti. Nel secondo sottoperiodo si è invece avuta una crescita sostenuta, fino ad un livello superiore del 40 per cento rispetto a quello del quarto trimestre 1978. Essa appare attribuibile in misura prevalente ad un processo accelerato di rimpiazzi non più procrastinabili, dopo che i bassi livelli di acquisti lordi avevano provocato un invecchiamento progressivo del parco circolante (¹⁴).

Queste brevi note di per sè sollevano dubbi sulla possibilità di utilizzo del tradizionale modello di stock adjustment, in cui si assume un tasso (soggettivo) di deprezzamento costante, un'ipotesi connessa a quella di relativa costanza della struttura per età dello stock esistente. In effetti, nel corso del presente lavoro, si è constatato che specificazioni di questo tipo non forniscono risultati soddisfacenti. Ciò contrasta con i due

precedenti studi di VISCO e ROSSI (1980). Il primo, relativo al periodo 1963 - 1973, adottava uno schema di stock adjustment modificato per cogliere aspetti congiunturali di breve periodo; il secondo, per il periodo 1958-1977 e i due sottoperiodi 1958-1969 e 1970-1977, introduceva nello schema di stock adjustment la variabile costo d'uso, secondo l'approccio neoclassico alla teoria dell'investimento. I risultati econometrici riportati appaiono corrispondenti alle attese teoriche in entrambi i lavori, ma già nel secondo, per il periodo 1970-77, si presentavano indizi di difficoltà circa l'adeguatezza dello schema a spiegare l'andamento delle serie in esame (15).

La scelta effettuata, di fronte alle insufficienze riscontrate in modelli che fanno riferimento a concetti di stocks, è stata quella di modellare direttamente la spesa lorda per mezzi di trasporto, adottando un semplice schema di aggiustamento parziale in cui gli acquisti desiderati dipendono positivamente dal reddito disponibile atteso e dalla ricchezza finanziaria e negativamente dal prezzo relativo:

$$\Delta \text{CAMT} = k(\text{CAMT}^* - \text{CAMT}_{-1})$$
$$\text{CAMT}^* = b_0 \text{YD}^e + b_1 \frac{\text{WF}_{-1}}{p} + b_2 \left(\frac{p^{\text{AMT}}}{p} \right)$$

E' stata inoltre inserita una variabile di comodo per il quarto trimestre 1974 (DU74) per tener conto dell'imposta "una tantum" sui veicoli a motore entrata in vigore nel precedente trimestre (16), anche se essa

coglie molto probabilmente anche gli effetti negativi del primo shock petrolifero.

L'equazione prescelta (Tav. 5 e Fig. 3A) presenta un discreto grado di adattamento (l'errore standard è pari al 6.4 per cento del valore medio della variabile dipendente), non presenta indizi di autocorrelazione nei residui e supera il test di accuratezza previsiva a 4 trimestri; per quanto riguarda quello a 8, lo stesso test e quello (meno severo) di Chow forniscono risultati contrastanti. L'elasticità di lungo periodo dell'acquisto di mezzi di trasporto al reddito, parzialmente corretto, risulta pari a 2.44. La variabile prezzi relativi, anche se con il segno atteso, non è risultata significativa ($t < 1$) nel corso delle stime; analogamente non sono stati coronati da successo tentativi di inserimento del tasso di disoccupazione, del costo di esercizio e di varie definizioni di costo d'uso.

5. Esame complessivo del modello

Sebbene la specificazione e la stima siano state effettuate una equazione alla volta, è lecito attendersi che vi siano delle correlazioni contemporanee tra gli errori delle equazioni, connessi alla mancata inclusione tra le variabili esplicative di determinanti comuni, e che quindi si possano ottenere delle stime più efficienti adottando una tecnica di stima SURE. I risultati ottenuti così facendo non si discostano tuttavia da quelli già presentati (Tav. 6). Utilizzando pertanto i coeffi-

cienti precedentemente stimati si sono effettuate per le due equazioni con variabile dipendente ritardata delle simulazioni dinamiche sull'intero periodo di stima (Figg. 1B, 3B e 4). Nel complesso i risultati appaiono accettabili, alla luce dei consueti indicatori statistici. La serie dei consumi nazionali, ricavata come somma delle tre componenti, mostra un RMSE di circa lo 0.8 per cento sulla media dei valori storici. Considerando il periodo più recente, tutte e tre le equazioni tendono a sottostimare l'andamento dei consumi nel corso del 1979-1980.

Allo scopo di valutare l'aggiustamento dinamico dei consumi al reddito, è stata compiuta una simulazione in campione ipotizzando un incremento una tantum del reddito procapite "non corretto" rispetto al suo valore storico nel primo trimestre 1972. Naturalmente si tratta di un esercizio di equilibrio parziale, in cui non mutano i valori storici di tutte le altre variabili esplicative incluse nelle equazioni e non sono considerate nè le variazioni nella ricchezza finanziaria, per la parte di risparmio che non è investita in attività reali nè gli effetti di retroazione da consumi a reddito, nè, infine, quelli sui prezzi.

L'aggiustamento dei consumi al reddito è relativamente lento, esaurendosi quasi del tutto nell'arco di cinque anni (Tav. 7). Considerando i consumi complessivi, esso è completato per circa il 30 per cento entro il primo anno, per circa il 71 per cento entro un biennio e per circa il 94 per cento entro il terzo anno. L'elasticità di lungo periodo dei consumi complessivi rispetto al red-

dito "non corretto" risulta pari a 0.92.

6. Valutazioni complessive

I risultati del lavoro possono riassumersi nei due punti seguenti.

L'evidenza empirica non appare rifiutare la sia pur parziale correzione hicksiana del reddito, individuando un canale tramite cui l'inflazione e l'associato tasso d'interesse reale esercita un effetto di reddito sui consumi (¹⁷). Un ruolo di segno opposto è svolto dal tasso d'interesse reale ex - ante a breve nella spesa per i beni durevoli diversi dai mezzi di trasporto. La sua assenza nell'equazione relativa a quest'ultima categoria, sebbene sorprendente, ha una plausibile spiegazione nel fatto che l'ampio processo di rimpiazzo nel corso della parte finale del periodo in esame ha dominato gli effetti di tutte le altre variabili di prezzo. Inoltre, le difficoltà nel modellare tale fenomeno trovano riscontro nella natura più "ad hoc" di quest'equazione rispetto alle altre.

L'aggiustamento dei consumi al reddito è relativamente lento e ciò è dovuto in primo luogo alla forte variabilità della serie del reddito disponibile e al conseguente smussamento richiesto per approssimare il reddito atteso.

Tali risultati sono naturalmente condizionati dallo stadio presente della ricerca, in cui non sono stati ancora messi a punto i collegamenti tra reddito, risparmio e ricchezza.

FUNZIONE DEL CONSUMO IN SERVIZI E BENI NON DUREVOLI

(g=0.5)

Variabile dipendente :CND; OLS; 7201-8104

c	CND _{t-1}			$\sum_{i=0}^8 b_i YD_{t-1}^H$		$\frac{WF_{t-1}}{\bar{p}_t}$		
6.01 (1.35)	0.671 (8.16)			0.205 (3.60)		0.006 (2.04)		
b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	b ₆	b ₇	b ₈
.0220 (2.16)	.0222 (2.77)	.0224 (3.53)	.0226 (4.00)	.0228 (3.59)	.0230 (2.88)	.0232 (2.29)	.0234 (1.86)	.0236 (1.56)
$\bar{R}^2=0.983$		SER=1.39		VM(CND)=190.73		SER/VM(CND)=0.73%		
LM(4)=4.70			LM ^N (2)=0.43		HT(8)=2.89		HT(4)=0.63	

Legenda:

CND: consumi procapite delle famiglie residenti in servizi e beni non durevoli in migliaia di lire 1970;

YD^H: reddito lordo disponibile procapite delle famiglie, corretto, deflazionato con i prezzi impliciti dei consumi delle famiglie residenti, calcolato come:

$$YD^H = YD - 0.5 * p * \frac{WAF_{t-1}}{\bar{p}_t}$$

dove YD è il reddito disponibile non corretto; p è il tasso di crescita dei prezzi impliciti dei consumi delle famiglie residenti a distanza di un anno, in ragione trimestrale, e WAF=WAF(al netto di azioni e partecip.)

\bar{p}_t : media aritmetica dei deflatori dei consumi nazionali delle famiglie di fine periodo;

WF: attività finanziarie nette sull'interno delle famiglie di fine periodo, procapite.

Per un'esposizione dettagliata dei dati si rinvia alle Appendici 1, 2 e 3.

Tests diagnostici

LM(4) $\sim \chi^2$ (4) = Lagrange multiplier test per l'autocorrelazione dei residui fino al 4° ordine;

LM(2) $\sim \chi^2$ (2) = Lagrange multiplier test per la normalità dei residui;

HT(m) $\sim \chi^2$ (m) = Test di accuratezza previsiva sugli m trimestri successivi al periodo di stima.

Tav. 2

QUOTE DEI CONSUMI IN BENI DUREVOLI SUI CONSUMI
 NAZIONALI DELLE FAMIGLIE
 (valori percentuali; prezzi 1970)

	1970	1975	1977	1981
Mobili e accessori	1.7	1.6	1.7	1.6
Elettrodomestici e appar. per la casa	1.0	1.2	1.2	1.2
Apparecchi radio TV e altri beni di carattere ricreativo	2.6	3.0	3.7	4.4
Altri beni	1.3	1.2	1.2	1.1
Acquisto mezzi di trasporto	2.8	2.4	2.7	3.7
TOTALE	9.4	9.4	10.5	11.9

Tav. 3

CRESCITA DEI CONSUMI IN BENI DUREVOLI
 (tassi di var. rispetto al 1970 in punti
 percentuali; prezzi 1970)

	1975	1977	1981
Mobili e accessori	8.1	18.1	30.8
Elettrodomestici e appar. per la casa	36.3	46.9	65.8
Apparecchi radio TV e altri beni di carattere ricreativo	28.3	69.7	125.6
Altri beni	3.1	4.8	11.6
Acquisto di mezzi di trasporto	- 2.8	17.9	80.7

EQUAZIONE DI SPESA IN BENI DUREVOLI DI CONSUMO
(esclusi mezzi di trasporto)
Variabile dipendente: CAD_t ; OLS; 7201 - 8104

c	DUCOLOR	\bar{YD}_t	$\frac{WF_t - 1}{\bar{P}_t}$	$(\frac{P_t^{CAD}}{P_t}) * \bar{YD}_t$	$(r - \dot{p}^e)_t * \bar{YD}_t$	$\Delta URE_t * \bar{YD}_t$
-12.87 (11.29)	1.39 (11.93)	.109 (9.94)	.004 (6.84)	-.0002 (3.67)	-.0004 (8.51)	-.0019 (3.28)
$\bar{R}^2 = .992$		SER = .190		VM(CAD) = 16.34	SER/VM(CAD) = 1.16%	
DW1 = 2.07		DW2 = 1.91		DW3 = 2.45	DW4 = 1.50	
LM(4) = 5.13		LM ^N (2) = .10		Chow ₇₉₀₄ = F(8,25) = .70	Chow ₈₀₀₄ = (4,29) = 1.05	

Legenda:

- CAD** : consumi procapite delle famiglie in beni durevoli di consumo (esclusi mezzi di trasporto) in migliaia di lire 1970;
- DUCOLOR** : variabile di comodo che assume valore 0 sino al 7604 e valore 1 successivamente;
- \bar{YD} : media mobile a 9 termini del reddito lordo disponibile procapite delle famiglie, non corretto, deflazionato con i prezzi impliciti dei consumi nazionali delle famiglie;
- p^{CAD} : deflatore implicito di CAD, 1970 = 1;
- r** : tasso nominale medio ponderato sulle attività finanziarie nette fruttifere delle famiglie - punti percentuali in ragione annua;
- \dot{p}^e : tasso atteso d'inflazione al consumo all'inizio del periodo nella media del successivo semestre - punti percentuali in ragione annua;
- URE** : tasso di disoccupazione, corretto per gli interventi della Cassa Integrazione Guadagni.

Per gli altri simboli si veda la Tav. 1.

EQUAZIONE DI SPESA PER L'ACQUISTO DI MEZZI DI TRASPORTO
 Variabile dipendente: CAMT_t ; OLS; 7201 - 8104

c	CAMT _{t-1}	$\sum_{i=0}^B b_i YD_{t-1}^H$	$\frac{WF_{t-1}}{P_t}$	DU74
- 3.845 (2.30)	.706 (6.46)	.018 (2.73)	.001 (1.00)	- 1.357 (3.22)

$\sum b_i$: Polinomio di Almon lineare vincolato alla fine

$\bar{R}^2 = .896$ SER = .402 VM(CAMT) = 6.26 SER/VM(CAMT) = 6.42 %

LM(4) = 6.18 LM^N(2) = .37 HT(4) = 1.69 Chow₇₉₀₄ = F(8,27) = .92

Legenda:

CAMT : consumi procapite delle famiglie in acquisto di mezzi di trasporto, in migliaia di lire 1970;

DU74 : variabile di comodo, che assume valore 1 nel 7404 e zero altrove;

Per gli altri simboli si veda la Tav. 1.

Stima congiunta delle tre equazioni
(metodo SURE; 7201-8104)

Variabile dip. : CND_t

c	CND_{t-1}	$\sum_{i=0}^8 b_i YD_{t-i}^H$	$\frac{WF_{t-1}}{P_t}$					
5.486 (1.24)	.694 (8.77)	.189 (3.44)	.006 (2.07)					
b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6	b_7	b_8
.0216 (2.21)	.0215 (2.78)	.0213 (3.45)	.0212 (3.81)	.0210 (3.44)	.0209 (2.74)	.0207 (2.15)	.0205 (1.72)	.0204 (1.42)

SER = 1.39

Variabile dip. : CAD_t

c	DUCOLOR	\bar{YD}_t	$\frac{WF_{t-1}}{P_t}$	$(r-\hat{p}^e)_t * \bar{YD}_t$	$(p^{CAD}/p)_t * \bar{YD}_t$	$URE_t * \bar{YD}_t$
-12.416 (11.24)	1.459 (12.98)	.107 (10.14)	.004 (7.05)	-.0004 (9.08)	-.0002 (3.77)	-.002 (3.29)

SER = 0.19

Variabile dip. : $CAMT_t$

c	$CAMT_{t-1}$	$\sum_{i=0}^8 b_i YD_{t-i}^H$	$\frac{WF_{t-1}}{P_t}$	DU74
- 3.785 (2.30)	.707 (6.65)	.018 (2.73)	.001 (1.01)	- 1.407 (3.48)

SER = 0.40

Per i simboli e il confronto dei risultati si vedano le Tavv. 1, 4 e 5.

Variazioni dei consumi per un incremento unitario del reddito
nel trimestre 7201

YEAR	QTR	CND	CAD	CAMT	CON
1972	1	1.003	1.0192	1.0175	1.0045
1972	2	1.005	1.0186	1.0278	1.0066
1972	3	1.0064	1.0181	1.0326	1.0079
1972	4	1.0072	1.0175	1.0333	1.0087
1973	1	1.0078	1.0173	1.0318	1.0092
1973	2	1.0082	1.0167	1.0284	1.0094
1973	3	1.0085	1.0163	1.0238	1.0095
1973	4	1.0086	1.0159	1.0185	1.0095
1974	1	1.0088	1.016	1.013	1.0095
1974	2	1.0059	1	1.0091	1.0055
1974	3	1.004	1	1.0066	1.0037
1974	4	1.0027	1	1.0063	1.0026
1975	1	1.0018	1	1.0044	1.0017
1975	2	1.0012	1	1.003	1.0012
1975	3	1.0008	1	1.002	1.0008
1975	4	1.0005	1	1.0014	1.0005
1976	1	1.0004	1	1.0009	1.0004
1976	2	1.0002	1	1.0006	1.0002
1976	3	1.0002	1	1.0004	1.0002
1976	4	1.0001	1	1.0003	1.0001
1977	1	1.0001	1	1.0002	1.0001
1977	2	1	1	1.0001	1
1977	3	1	1	1.0001	1
1977	4	1	1	1.0001	1
1978	1	1	1	1	1

CND = Acquisto di servizi e beni di consumo non durevoli

CAD = Acquisto di beni di consumo durevoli (esclusi mezzi di trasporto)

CAMT = Acquisto di mezzi di trasporto

CON = Consumi nazionali delle famiglie

Nota esplicativa

L'esercizio consiste nell'aumentare il reddito disponibile 'non corretto' nel trimestre iniziale del campione, dati i valori storici di tutte le altre variabili esplicative. La tavola riporta, nelle prime tre colonne per le diverse categorie di consumi e nella quarta per il totale, l'andamento temporale del rapporto tra i nuovi livelli di spesa e quelli delle simulazioni di base.

Fig. 1

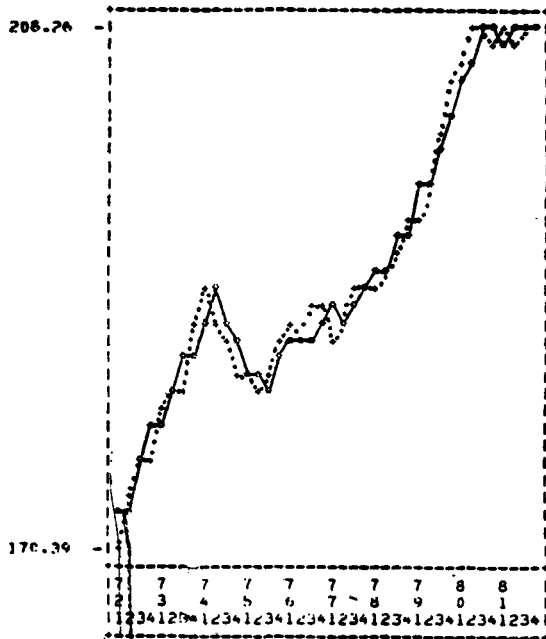
Acquisto di servizi e beni non durevoli di consumo
(migliaia di lire 1970)

(A)

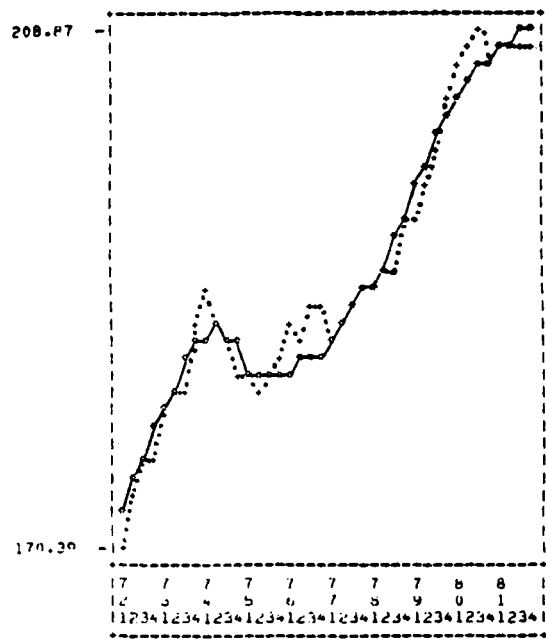
(B)

Confronto tra valori storici e previsti

Confronto tra valori storici e simulati
(dinamicamente)



.... storici; — previsti



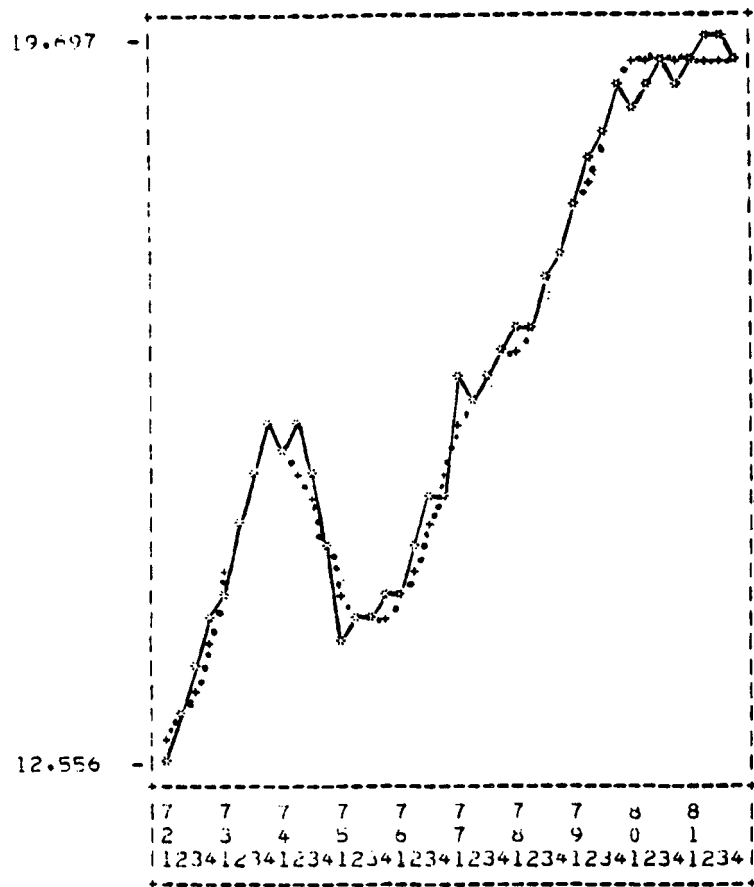
.... storici; — simulati

==== INDICATORI STATISTICI ====							
MEDIA ACT.	RMSE ACT.	R.M.S.E.	UoR	UoR	UoD	UoI	UoI
190.73	10.41	1.57	.00	.00	1.00	.70	

Fig. 2

Acquisto di beni durevoli di consumo (esclusi mezzi di trasporto)
(migliaia di lire 1970)

Confronto tra valori storici e previsti



... storici

— previsti

Fig. 3

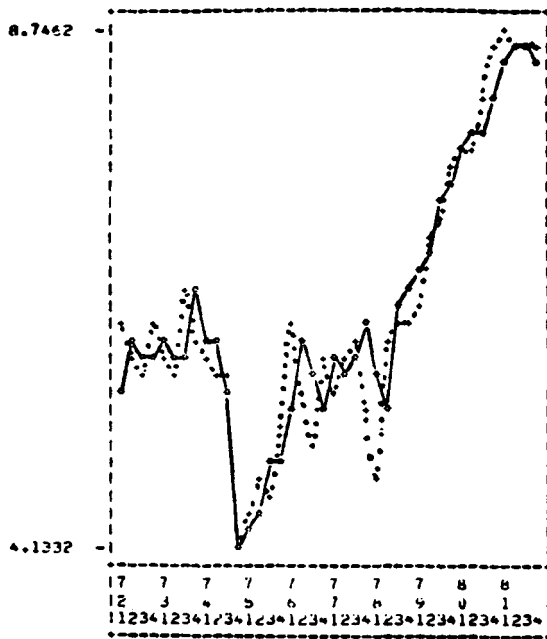
Acquisto di mezzi di trasporto
(migliaia di lire 1970)

(A)

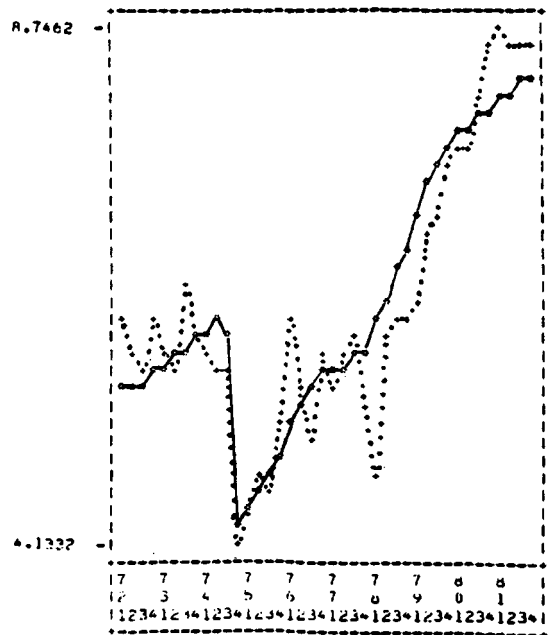
(B)

Confronto tra valori storici e previsti

Confronto tra valori storici e simulati
(dinamicamente)



.... storici; — previsti

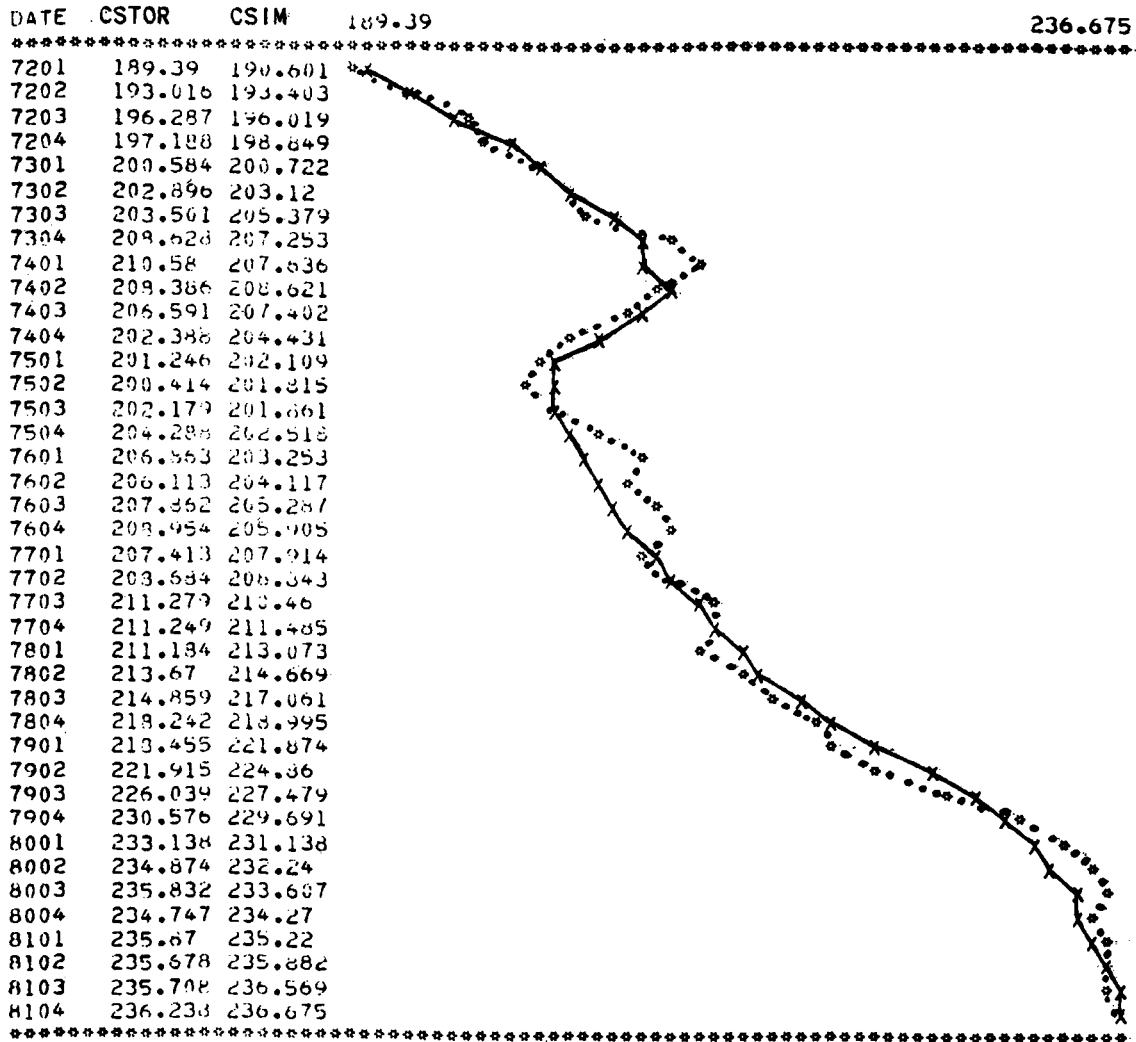


.... storici; — simulati

INDICATORI STATISTICI							
MEDIA ACT.	RMS E ACT.	R.M.S.E.	U.M.	U.R.	U.D.	U.1	
6.26	1.23	.45	.00	.00	1.00	.92	

Consumi nazionali delle famiglie (a)
(migliaia di lire 1970)

Confronto tra valori storici(CSTOR) e simulati dinamicamente(CSIM)



... storici
— simulati

(a) I valori storici e simulati (dinamicamente) sono ottenuti come somma delle corrispondenti serie per CND, CAD e CAMT. Per CAD, la cui equazione non include la variabile dipendente sfasata, i valori previsti coincidono ovviamente con quelli simulati.

NOTE

(*) Desidero ringraziare I Angeloni, I. Visco e un anonimo referee per le loro osservazioni su una precedente versione del lavoro. Gli eventuali errori sono da attribuire all'autore.

(¹) Per l'Italia si possono citare STAGNI (1976), VISCO (1976) e ROSSI (1980, 1983).

(²) Come è noto, i risultati del Censimento 1981 hanno posto in dubbio le stime relative agli investimenti in costruzioni residenziali nel corso del precedente decennio. Infatti, la rilevazione di 21.853.000 "abitazioni", a fronte di quella di 17.434.000 nel Censimento 1971, implica una sottostima di circa il 50 per cento, nella media annua, delle nuove abitazioni, con le conseguenze che ne derivano nei conti nazionali.

(³) E' opportuno ricordare che un'implicazione di tale scelta è che non è lecito eliminare la ricchezza per evitare problemi di dati come quelli ricordati nella precedente nota, tramite l'uso di identità contabili, se non introducendo esplicitamente nella funzione di spesa per consumi non durevoli la variabile "spesa per consumi durevoli".

Siano:

$$(a) \quad \text{CND} = n_1 YD + n_2 \frac{W_{-1}}{p}$$

$$(b) \quad W - W_{-1} = p * YD - pND * \text{CND} - pD * CD$$

dove CND e CD sono, rispettivamente, i consumi privati in beni non durevoli e durevoli, YD il reddito disponibile, W la ricchezza a valori correnti, p , pND e pD i deflatori impliciti dei consumi privati e delle sue due componenti. Supponendo per semplicità che non vi siano rilevanti differenze nei prezzi relativi, per cui $(pND/p) \approx (pD/p) \approx 1$, si ottiene, eliminando per sostituzione W dalla (a):

$$(c) \quad CND = (1 - n_2) \frac{CND_{-1}}{1 + \dot{p}} + n_1 YD + (n_2 - n_1) \frac{YD_{-1}}{1 + \dot{p}} - n_2 \frac{CD_{-1}}{1 + \dot{p}}$$

dove $\dot{p} = \frac{p - p_{-1}}{p_{-1}}$

(4) HENDRY - Von UNGERN STERNBERG (1981) e la successiva letteratura per la Gran Bretagna, von UNGERN STERNBERG (1981), ROSSI - SCHIANTARELLI (1982), DAVIDSON - MAC KINNON (1983).

(5) Un modo parziale di tener conto dei guadagni in conto capitale sulle abitazioni potrebbe apparire quello di non detrarre dalle attività finanziarie lorde delle famiglie le passività contratte sotto forma di mutui edilizi. E' opportuno tuttavia notare che i crediti a lungo termine bancari e degli ICS alle famiglie (che dovrebbero approssimare i mutui in essere) costituiscono a fine 1981 circa il 5 per cento delle attività finanziarie lorde sull'interno delle famiglie. Inoltre, e soprattutto, mentre tale espediente servirebbe ad evitare una possibile sottovalutazione della ricchezza delle famiglie, dall'altra accentuerebbe l'errore nel computo del reddito disponibile. Infatti, mentre gli interessi netti di contabilità nazionale, che entrano nella definizione di reddito disponibile, terrebbero conto di questa passività finanziaria delle famiglie, sarebbero esclusi i guadagni dovuti all'erosione del loro potere d'acquisto.

- (⁶) MAROTTA (1983). Un ovvio commento potrebbe essere che è probabile che il grado di apprendimento dei consumatori sia aumentato nel tempo, presumibilmente con il crescere del tasso d'inflazione, per cui potrebbe essere poco plausibile considerare g come un parametro costante per l'intero periodo. La controreplica a tale obiezione è che, in assenza di un modello già stimato e accettato, è molto difficile, data l'eseguità del campione, eccedere in parametri da stimare, specie se poco determinabili a priori.
- (⁷) Una soluzione alternativa, adottata in una precedente versione del lavoro, è quella di utilizzare le aspettative d'inflazione al consumo sul semestre successivo desumibili dal Forum di Mondo Economico. La motivazione sottostante è che l'orizzonte temporale cui si riconducono le aspettative inflazionistiche dovrebbe essere omogeneo alla durata media del portafoglio detenuto dai consumatori e nel caso italiano, in cui obbligazioni e azioni incidono solo per circa il 19 per cento sulla ricchezza finanziaria netta (a fine 1981), è lecito supporre che tale orizzonte sia relativamente "breve". L'obiezione a tale soluzione è che dovendosi ricorrere ad un ritardo distribuito per ottenere i valori attesi, si userebbero dei tassi d'inflazione ex-ante anche quando quelli ex post sono disponibili, cioè non si utilizzerebbe l'informazione disponibile dopo il periodo in cui le aspettative sono state formulate.
- (⁸) Cfr. MODIGLIANI (1975).
- (⁹) Tale scelta a priori è motivata in parte dall'esigenza di non ridurre eccessivamente i gradi di libertà, in parte da risultati precedenti, riportati in FRASCA et al., (1979).

- (10) Cfr. MAROTTA (1983). Nel corso del presente lavoro la RSS è risultata minima per valori di g compresi tra 0.2 e 0.5.
- (11) Cfr. MAROTTA (1983).
- (12) Per un'analogia scelta, si veda VISCO (1976).
- (13) A conoscenza dell'autore, il trattamento di un nuovo bene di consumo è stato considerato sotto il profilo teorico, solo in LANCASTER (1971) e IRONMONGER (1972).
- (14) Secondo stime ufficiose FIAT, tra il 1970 e il 1981 l'età media del parco circolante sarebbe passata da 4.35 a 6.24; nello stesso periodo la vita media (il periodo cioè dopo il quale una vettura perde ogni valore) dai 12.7 anni nel 1970 e nel 1974 avrebbe raggiunto i 13.8 anni nel 1981.
- (15) Il coefficiente di determinazione corretto per i gradi di libertà, \bar{R}^2 , con la variabile dipendente espressa in livelli, cade da valori di 0.95 a meno di 0.6 e si riduce la significatività della variabile reddito.
- (16) D.L. n. 251 del 6/7/1974, convertito nella legge n. 346 del 14/8/1974.
- (17) In alcuni recenti lavori sulla funzione del consumo il tasso d'interesse reale appare significativo e con segno negativo, contrariamente a quanto rinvenuto nella gran parte della letteratura. Si vedano al riguardo GYLFASSON (1981), DAVIS (1982) e ARESTIS-HADJIMATHEOU (1982) e per una critica, da ultimo, FRIEND-HASBROUCK (1983).

Bibliografia

- ARESTIS, P.- HADJIMATHEOU, G. (1982), The Determinants of Average Propensity to Consume in the U.K., "Applied Economics", June.
- BARBONE, L.-BODO, G.-VISCO, I. (1981), Costi e profitti nell'industria in senso stretto: un'analisi su serie trimestrali, 1970 - 1980, Banca d'Italia, Bollettino, numero unico, gennaio-dicembre.
- BODO, G. (1982) , Una stima a frequenza trimestrale dell'occupazione e del reddito da lavoro dipendente (1970 - 1981), Banca d'Italia, dattiloscritto.
- VISCO, I. (1983), Costi e profitti nel settore industriale: aggiornamenti e revisioni metodologiche, Banca d'Italia, Supplemento al Bollettino, n. 7.
- DAVIDSON, R. - MAC KINNON, J.G. (1983), Inflation and the Savings Rate, "Applied Economics", December.
- DAVIS, E.P. (1982), The Consumption Function in Macroeconomic Models: a Comparative Study, Bank England, Technical Paper n. 1.
- FRASCA, F. et al. (1979), La funzione del consumo in Italia, Banca d'Italia.
- FRIEND, I. - HASBROUCK, J. (1983), Saving and After - Tax Rates of Return, "Review of Economics and Statistics", November.

GYLFASON, T., (1981), Interest Rates, Inflation and the Aggregate consumption function, "Review of Economics and Statistics", May.

HENDRY, D.F. - von UNGERN STERNBERG, T. (1981), Liquidity and Inflation Effects on Consumers Expenditures, in "Essays on the Theory Measurement of Consumer Behaviour", edited by A.S. Deaton, Cambridge, CUP.

IRONMONGER, D.S. (1972), New Commodities and Consumer Behaviour, Cambridge, CUP.

LANCASTER, K.J. (1971), Consumer Demand: a New Approach, New York, Columbia University Press.

MAROTTA, G. (1981), Nota sulla stima della ricchezza (finanziaria e reale) dell'operatore famiglie, Banca d'Italia, dattiloscritto.

----- (1983), Un'indagine econometrica sui consumi privati in Italia 7102 - 8004, in "Ricerche sui modelli per la politica economica", a cura di B. Sitzia, Banca d'Italia.

----- PIERUCCI, C.M. - VALCAMONICI, R. (1983), Indicatori trimestrali sui consumi e sugli investimenti di contabilità nazionale, Banca d'Italia, Supplemento al Bollettino, n. 16.

MODIGLIANI, F. (1975), The Life Cycle Hypothesis of Savings Twenty Years Later, in "Contemporary Issues in Economics", edited by M. Parkin, -A.R. Nobay, Manchester, Manchester University Press.

ROSSI, N. (1980), La domanda di mezzi di trasporto privati: alcuni risultati preliminari, Banca d'Italia, dattiloscritto.

----- (1983), Funzioni del consumo e teoria della manda, in "Ricerche sui modelli per la politica economica", cit.

----- SCHIANTARELLI, F., (1982), Modelling Consumers Expenditure: Italy, 1965 - 1977, "European Economic Review", June.

SALVEMINI, G. (1982), Nota sui consumi pubblici e redditi interni da lavoro dipendente delle amministrazioni pubbliche, Banca d'Italia, dattiloscritto.

STAGNI, A. (1976), Il modello econometrico dell'economia italiana: struttura e relazioni causali in C. D'Adda et al., "Un modello per l'economia italiana", Bologna, Il Mulino.

UNGERN STERNBERG, T. (1981), Inflation and Savings: International Evidence on Inflation Induced Income Losses, "Economic Journal", December.

VISCO, I. (1976), Le determinanti della spesa delle famiglie italiane in beni di consumo durevoli: schema teorico e verifica empirica su serie trimestrali (1963 - 1973), Banca d'Italia, dattiloscritto.

----- (1984), Price Expectations in Rising Inflation, Amsterdam, North Holland.

Appendice 1: I DATI

- CAD = Spesa pro capite per consumi delle famiglie in altri beni durevoli ("mobili e accessori", "elettrodomestici e apparecchi per la casa", "apparecchi radio Tv e altri beni a carattere ricreativo" e "altri beni"). Dati destagionalizzati in migliaia di lire 1970. Fonte: elaborazioni B.I. su dati ISTAT.
- CAMT = Acquisti procapite delle famiglie di mezzi di trasporto. Dati destagionalizzati in migliaia di lire 1970. Fonte: elaborazioni B.I. su dati ISTAT (vedi anche Appendice 3).
- CND = Consumi procapite delle famiglie residenti in servizi e beni di consumo non durevoli. Dati destagionalizzati in migliaia di lire 1970. Fonte: elaborazioni B.I. su dati ISTAT, B.I. e OCSE (vedi anche Appendice 3).
- p = Deflatore implicito dei consumi privati nazionali, 1970 = 1. Fonte: elaborazioni B.I. su dati ISTAT.
- ^pAMT = Deflatore implicito degli acquisti delle famiglie di mezzi di trasporto, 1970 = 1. Fonte: elaborazioni B.I. su dati ISTAT.
- CAD
p = Deflatore implicito della spesa per consumi delle famiglie in altri beni durevoli, 1970 = 1. Fonte: elaborazioni B.I. su dati ISTAT.

- . e
p = Tasso atteso d'inflazione al consumo nella media del successivo semestre (punti percentuali in ragione annua). Il Forum di Mondo Economico è la fonte dei dati relativi all'inizio dei due semestri; per un'esauriente trattazione si rinvia a VISCO (1984). I valori di inizio secondo e quarto trimestre sono stati ottenuti come media di dati contigui.
- POP = Popolazione presente, secondo le indagini ISTAT sulle forze di lavoro (media trimestrale).
- r = Tasso d'interesse (netto d'imposta) medio sulle attività finanziarie nette delle famiglie, ottenuto ponderando i tassi medi (netti d'imposta) nel trimestre per gli stocks delle relative attività e passività finanziarie (per maggiori dettagli vedi anche Appendice 2). Punti percentuali in ragione annua.
- URE = Tasso di disoccupazione al netto della Cassa Integrazione Guadagni (punti percentuali). Dati stagionalizzati. Fonte: elaborazioni B.I. su dati ISTAT e Ministero del Lavoro.
- YD = Reddito procapite lordo disponibile delle famiglie, deflazionato con i prezzi impliciti dei consumi privati nazionali. Dati stagionalizzati in migliaia di lire 1970. Fonte: elaborazioni B.I. su dati ISTAT e B.I. (vedi Appendice 2).
- WF = Attività finanziarie nette sull'interno, procapite (escluse le riserve matematiche), a prezzi di mercato delle famiglie (secondo la definizione dei Conti Finanziari). Esse sono costituite da circolante, depositi bancari e postali,

BOT e accettazioni bancarie, obbligazioni, azioni e partecipazioni, escluse quelle estere, meno i crediti bancari a breve e a lungo termine. Obbligazioni e azioni sono valutate a prezzi di mercato. Dati di fine periodo, ricavati dalla somma cumulata dei flussi destagionalizzati, in migliaia di lire correnti. Fonte: elaborazioni B.I.

Appendice 2 : La stima del reddito lordo disponibile
(7001-8104)

La serie trimestrale destagionalizzata del reddito lordo disponibile delle famiglie (RLDFAM) in miliardi di lire correnti è stata ottenuta come:

$$RLDFAM = RETPRIV + RETPA + RLGfam + INTEFAM + PSOCFA - IIDD - CSOCFAM$$

Di seguito sono esposte le fonti delle singole serie:

RETPRIV = Retribuzioni lorde nel settore privato, secondo la metodologia esposta in BODO (1982).

RETPA = Retribuzioni lorde nelle Amministrazioni Pubbliche, trimestralizzata usando come serie di riferimento i redditi interni da lavoro dipendente delle AA.PP., per cui si rinvia a SALVEMINI (1982).

RLGFAM = Risultato lordo di gestione delle famiglie. I dati annui sono stati trimestralizzati usando come serie di riferimento la serie $PIL70Q * DEFPILO - RLDPR - RLDPA - PROFQ$ dove

PIL70Q = Prodotto interno lordo ai prezzi 1970 (ISTAT), destagionalizzato (X11 moltiplicativo);

DEFPILO = deflatore implicito del PIL (ISTAT) destagionalizzato (X11 moltiplicativo);

RLDPR = redditi interni da lavoro dipendente del settore privato. Fonte: BODO (1982);

RLDPA = redditi interni da lavoro dipendente delle Amministrazioni Pubbliche. Fonte: SALVEMINI (1982);

PROFQ = Risultato lordo di gestione dell'industria in senso stretto, destagionalizzato. Fonte. BODO - VISCO (1983).

INTEFAM = Interessi effettivi netti . I dati annui sono stati trimestralizzati utilizzando come serie di riferimento quella degli interessi netti delle famiglie (Conti Finanziari). Quest'ultima serie è stata stimata moltiplicando il tasso d'interesse (netto d'imposta) in ragione annua per lo stock della relativa attività o passività finanziaria di inizio periodo, ottenuta cumulando variazioni destagionalizzate (X11 additivo). Fonte: per i tassi d'interesse sulle attività finanziarie (depositi bancari, depositi postali, buoni fruttiferi degli ICS, BOT, accettazioni bancarie, CCT, titoli di stato e obbligazioni degli ICS, altre obbligazioni sull'interno) e gli stocks trimestrali grezzi: dr. E. LECALDANO del Servizio Studi della Banca d'Italia. Gli interessi sulle passività delle famiglie sono stati stimati moltiplicando il tasso sugli impieghi in lire per le consistenze di inizio periodo. Queste a loro volta, sono state ottenute trimestralizzando i dati di fine anno con la serie trimestrale delle passività delle famiglie, aggiornando al 1981 quella stimata in MAROTTA (1981).

PSOCPA = Prestazioni sociali erogate dalle Amministrazioni Pubbliche . Fonte: elaborazioni del dr. D. FRANCO del Servizio Studi della Banca d'Italia.

IIDDFAM = Imposte correnti sul reddito e sul patrimonio delle famiglie. Fonte (per i dati grezzi): dr. N. SARTOR del Servizio Studi della Banca d'Italia.

CSOCFAM = Contributi sociali effettivi a carico dei lavoratori dipendenti e autonomi. I dati annui sono stati trimestralizzati usando come serie di riferimento RETPRIV.

La serie ricostruita di RLDFAM risulta, sui dati annui, mediamente inferiore del 3.5 per cento rispetto a quella di contabilità nazionale. Le voci più rilevanti che risultano escluse sono le liquidazioni e le provvidenze aziendali erogate dai datori di lavoro privati e i redditi da lavoro netti dall'estero.

Appendice 3: Stima dei consumi privati nazionali trimestrali

I consumi privati interni, con esclusione dell'acquisto di mezzi di trasporto, sono stati ricavati seguendo la metodologia esposta in MAROTTA-PIERUCCI-VAL-CAMONICI (1983).

I consumi in acquisto di mezzi di trasporto sono stati ottenuti, a differenza di quanto esposto nella pubblicazione citata, senza applicare una media mobile di Henderson a 5 termini sulla serie di riferimento delle iscrizioni trimestrali al PRA di autovetture e motoveicoli nuovi di fabbrica.

Per passare dai consumi privati interni a quelli nazionali, da quelli in servizi e beni non durevoli sono state sottratte le spese dei non residenti in Italia e aggiunte quelle dei residenti all'estero.

Queste due ultime serie, a prezzi correnti, sono state ottenute trimestralizzando i valori annui tramite, rispettivamente, le serie di riferimento dei crediti e dei debiti della voce "viaggi all'estero" della Bilancia dei Pagamenti economica. Le serie a prezzi 1970 sono state ricavate dalle prime usando opportuni deflatori.

- Consumi dei non residenti in Italia (CINR). La serie di riferimento per trimestralizzare il deflatore implicito (DEFCINR) è quella del deflatore implicito dei consumi privati interni in servizi e beni non durevoli di cui alla pubblicazione sopra citata.
- Consumi dei residenti all'estero (CERI). La serie di riferimento per trimestralizzare il deflatore implicito (DEFCERI) è ottenuta destagionalizzando (X11 moltiplicativo standard) il prodotto tra l'indice medio trimestrale dei prezzi al consumo nei paesi aderenti all'OCSE (OCSE, Main Economic Indicators) e il tasso di cambio (media trimestrale) lira - dollaro.

Di seguito sono riportati i risultati delle regressioni di trimestralizzazione, relativi al periodo 1970 - 1982:

	CERI	CINR	DEF CERI	DEF CINR
costante	- 46.152 (2.11)	84.286 (2.59)	1.015 (2.51)	- 0.020 (1.36)
indicatore	1.293 (18.88)	1.001 (41.74)	0.013 (8.65)	1.014 (198.99)
\hat{e}	0.79 (4.65)	0.59 (2.68)	0.87 (6.40)	0.71 (3.66)
SERP %	2.68	1.76	17.35	0.95

t statistici in parentesi; programmi usati: TRIMES e TRIMMED, per cui si rinvia a BARBONE-BODO-VISCO (1981).

TEMI DI DISCUSSIONE RECENTEMENTE PUBBLICATI (*)

- n. 17 - Il rapporto di fido bancario nell'opinione delle imprese finanziate: sintesi dei risultati di un'indagine campionaria, di C. Nanni (giugno 1983)
- n. 18 - La valutazione dell'affidabilità della clientela da parte delle banche: criteri e prassi operative, di P. Ciocca (giugno 1983)
- n. 19 - Obiettivi e strumenti della vigilanza strutturale: schemi di riferimento e regole ottimali per l'autorizzazione all'apertura di dipendenze bancarie, di G. Lanciotti (giugno 1983)
- n. 20 - Dimensioni aziendali, costi ed efficienza nel sistema bancario italiano, di C. Conigliani (giugno 1983)
- n. 21 - L'andamento dei profitti bancari rispetto al ciclo economico, di V. Sannucci (giugno 1983)
- n. 22 - I conti economici e le situazioni patrimoniali degli istituti di credito speciale: 1975-1981, di D. Franco (giugno 1983)
- n. 23 - L'andamento del grado di rischio dell'attività bancaria, di A.M. Giannoni (giugno 1983)
- n. 24 - Costi e margini del sistema bancario italiano: un'analisi comparata, di F. Passacantando (giugno 1983)
- n. 25 - L'attività internazionale delle banche italiane: informazioni statistiche, di G. Giordano (novembre 1983)
- n. 26 - Il reddito da lavoro dipendente nelle indagini campionarie della Banca d'Italia dal 1972 al 1981: evoluzione e determinanti, di R.A. Pirrotta - G. Zen (dicembre 1983)
- n. 27 - L'utilizzo dell'analisi discriminatoria per la previsione delle insolvenze: ipotesi e test per un'analisi dinamica, di S. Appetiti (marzo 1984)
- n. 28 - La domanda di BOT da parte del pubblico, di E.A. Zautzik (aprile 1984)
- n. 29 - Real balances, the exchange rate, and indexation: real variables in disinflation, di S. Fischer (giugno 1984)
- n. 30 - Il bilancio pubblico per il quinquennio 1984-88: alcune simulazioni, di G. Morcaldo - G. Salvemini (luglio 1984)
- n. 31 - Funzioni aggregate d'investimento, di M. Magnani - R. Valcamonici (agosto 1984)

(*) I "Temi" pubblicati possono essere richiesti alla Biblioteca del Servizio Studi della Banca d'Italia.

