

L'impatto della politica fiscale e dell'inflazione sul risparmio nazionale: il caso italiano

Introduzione

In questo lavoro si utilizzano dati sull'economia italiana del dopoguerra per affrontare i seguenti quesiti: 1) se i consumatori considerino il debito pubblico come parte della loro ricchezza netta; 2) se le perdite in conto capitale subite dal settore privato a causa dell'inflazione, soprattutto durante gli anni settanta, abbiano avuto un effetto rilevante sul consumo aggregato; 3) quali siano le implicazioni dei punti 1) e 2) per il comportamento del risparmio privato e nazionale in Italia durante gli ultimi anni di forti disavanzi del bilancio statale e alti tassi di inflazione.

Il primo quesito è interessante perché connesso alla controversia sulla cosiddetta Ipotesi Ricardiana di Neutralità (IRN) sviluppata da Barro (1974): il teorema di Barro afferma che, dato il livello della spesa pubblica, la scelta tra prelievo fiscale e finanziamento in deficit non ha alcuna influenza sull'allocazione intertemporale del consumo. Questa proposizione, benché originariamente suggerita da Ricardo, fu da questi decisamente scartata per la sua dubbia rilevanza empirica.¹

Per dimostrare il suo teorema, Barro deve postulare che tutto il gettito fiscale dello Stato sia raccolto mediante imposte non distorcenti (*lump-sum taxes*), che i consumatori siano convinti che tutto il debito pubblico verrà prima o poi ritirato, che i mercati finanziari siano perfetti, che non ci sia incertezza (o che, alternativamente, vi siano mercati completi) e che gli operatori economici si comportino *come se* la loro vita fosse infinita. Per motivare quest'ultima premessa, Barro dimostra che se i consumatori traggono utilità dall'utilità dei loro eredi, le generazioni presenti e quelle future sono legate da una catena di lasciti ereditari, cosicché ogni famiglia si comporta come se il suo orizzonte temporale

¹ Per una discussione su questo punto, cfr. O'DRISCOLL (1977).

fosse in effetti infinito. In tale contesto, un consumatore razionale si rende conto che il valore del debito pubblico esistente è esattamente controbilanciato dalle imposte future che verranno raccolte per pagare gli interessi e rimborsare il capitale, e perciò non considera il debito pubblico in suo possesso come parte della sua ricchezza netta. Similmente, se il governo decide di finanziare una data spesa con l'emissione di debito pubblico piuttosto che con l'imposizione fiscale, il settore privato non modificherà il suo consumo, poiché, anche se l'incremento del debito pubblico permette di ridurre le imposte oggi, tale debito dovrà essere ripagato con maggiori imposte domani: il risparmio privato compenserà perciò lira per lira l'aumento del debito pubblico, lasciando invariati il risparmio e l'investimento totali dell'economia.

Questo ragionamento è in netto contrasto sia con la teoria "tradizionale", secondo la quale il consumo è determinato dal reddito disponibile corrente e in parte anche dalla ricchezza privata totale (inclusiva del debito pubblico), sia con la Ipotesi del Ciclo Vitale (ICV), che implica che il consumo dipende dalle risorse disponibili lungo l'arco di tutta la vita, cioè dal capitale umano (il valore attuale del reddito da lavoro atteso, al netto delle tasse attese) e dal valore di mercato delle altre forme di capitale. Queste formulazioni alternative giungono a conclusioni diverse dalla IRN perché non impongono molte delle premesse postulate da Barro per dimostrare la sua ipotesi. Vi è in effetti più di una ragione per dubitare della rilevanza empirica di tali premesse:

1) il ragionamento proposto da Barro a sostegno dell'ipotesi che gli agenti si comportino come se fossero dotati di vita infinita non è valido qualora i consumatori non si curino del benessere dei propri discendenti, o derivino utilità dal semplice fatto di lasciare un'eredità piuttosto che dal benessere dei loro eredi, o se alcune famiglie sono in una posizione tale che vorrebbero farsi sostenere dai propri discendenti, se solo potessero. Se anche una sola di queste affermazioni fosse vera, l'orizzonte temporale rilevante per le decisioni di consumo sarebbe più ristretto di quello entro il quale il debito pubblico sarà presumibilmente ritirato. Per di più, l'evidenza empirica passata in rassegna in Modigliani (1984) indica che i beni ereditari sono una componente relativamente modesta della ricchezza privata;

2) Barro non prende in considerazione possibili effetti redistributivi: se le famiglie hanno un diverso numero di componenti e/o diverse preferenze, una riduzione delle imposte finanziata da un

maggior disavanzo potrebbe accrescere considerevolmente il consumo corrente;

3) se gli individui sono incerti sul reddito futuro e i mercati assicurativi non sono completi, un taglio delle imposte finanziato da debito e accompagnato da un futuro aumento delle imposte sul reddito produrrà, al margine, un aumento del consumo privato (come mostrato da Barsky, Mankiw e Zeldes, 1984);

4) se il saggio a cui un consumatore può prendere a prestito è superiore a quello a cui può dare a prestito, in generale egli spenderà in beni di consumo almeno parte del maggior reddito disponibile derivante da un taglio delle imposte finanziato da debito pubblico, poiché in effetti si vedrà offrire dal governo termini di scambio tra consumo presente e consumo futuro più vantaggiosi di quelli offertigli dai mercati finanziari. La stessa conclusione vale ovviamente anche nel caso in cui un consumatore non possa prendere a prestito a nessun saggio di interesse, vale a dire qualora il suo consumo corrente sia limitato dalla mancanza di liquidità.

Se i *test* adoperati in questo lavoro condurranno a rifiutare le conclusioni di Barro, non potranno però indicare a quale delle ragioni fin qui elencate questo risultato vada imputato, cioè quale delle premesse sia empiricamente falsa. Questa circostanza non deve essere però fonte di eccessiva preoccupazione, se la questione di politica economica alla quale si è interessati è l'effetto che la sostituzione di imposte con debito pubblico (per finanziare una data spesa) ha sul risparmio e sull'investimento totali dell'economia.

La seconda questione che sarà esaminata nel corso di questo lavoro si riferisce alle recenti proposte di correggere la contabilità nazionale — e in particolare le statistiche del reddito disponibile e del deficit pubblico — per le perdite in conto capitale sul debito nominale dello Stato causate dall'inflazione (Jump 1980, Siegel 1979, Cukierman e Mortensen 1983). Secondo la IRN, dato che il debito pubblico non è parte della ricchezza netta, l'intero deficit, ed in particolare il flusso di interessi sul debito, non ha nessuna rilevanza economica. In tal caso, depurare il deficit della componente degli interessi corrispondente al premio inflazionistico è un esercizio inutile. Secondo il modello tradizionale, invece, gli interessi pagati dal governo hanno una rilevanza economica, proprio come una qualsiasi altra forma di reddito o trasferimento alle famiglie, e lo stesso è fondamentalmente vero per la ICV, a parte alcune precisazioni che verranno discusse più tardi. Se la

gente fosse interamente razionale dovrebbe considerare solo i pagamenti di interessi reali come parte del proprio reddito; in tal caso, il deficit capace di far aumentare il consumo e quindi di spiazzare il risparmio sarebbe quello depurato del premio inflazionistico sugli interessi e quindi la correzione proposta sarebbe appropriata e giustificata.

D'altro canto, la proposizione che il consumo dipende dagli interessi reali, pur derivando direttamente dall'ipotesi che la gente si comporti razionalmente, non può essere data per scontata, specialmente di fronte ai molti indizi che gli operatori economici abbiano serie difficoltà a distinguere le grandezze nominali da quelle reali. Se il consumo dipende dagli interessi nominali, anche la parte di interessi che serve a compensare i risparmiatori per le perdite da inflazione contribuirà a spiazzare il risparmio e l'investimento. In tal caso, una misura *non* corretta (o solo parzialmente corretta) del deficit potrà rivelarsi più utile per valutare l'impatto della politica fiscale sull'economia. Proponiamo pertanto di sottoporre al vaglio dell'evidenza empirica la validità dell'ipotesi di comportamento razionale come descrizione appropriata della realtà. Si noti che l'interesse di un *test* siffatto va al di là della questione di un'appropriata correzione della contabilità nazionale. Infatti, l'esistenza di illusione monetaria implicherebbe che, in presenza di un debito pubblico considerevole (in rapporto al reddito), l'inflazione tenderà a ridurre il risparmio nazionale nella misura in cui è riflessa negli interessi nominali sul debito pubblico, a meno che le tasse non siano accresciute in quantità tale da coprire il pagamento del premio da inflazione.

I dati italiani presentano un'occasione ideale per sottoporre a verifica le ipotesi fin qui descritte. Le variabili chiave — il debito, l'inflazione e la propensione media al consumo — hanno infatti fluttuato considerevolmente in Italia dal dopoguerra ad oggi, e forniscono così un banco di prova che, in linea di principio, dovrebbe permettere di compiere una netta selezione tra le varie ipotesi sopra accennate.

1. Derivazione dei test

In questo paragrafo proponiamo tre semplici specificazioni del comportamento del consumo privato aggregato, miranti a cogliere rispettivamente i tratti salienti della IRN, della teoria tradizionale e della

ICV. Facendo uso di alcune relazioni contabili, deriviamo un modo relativamente semplice di combinare le tre ipotesi ai fini di un *test*.

Si adotti la notazione seguente:

NNP	=	prodotto nazionale netto
Y_d	=	reddito disponibile
C_T	=	consumo totale
C_p	=	consumo del settore privato
C_g	=	consumo del settore pubblico
S_p	=	risparmio del settore privato (depurato della perdita da inflazione sul debito pubblico)
S_g	=	risparmio del settore pubblico (comprendente il guadagno da inflazione sul debito pubblico)
S_T	=	$S_p + S_g$ = risparmio nazionale
T	=	imposte dirette meno trasferimenti netti più imposte indirette (al netto dei sussidi)
W	=	ricchezza di inizio periodo del settore privato, comprendente il debito pubblico
D	=	debito pubblico di inizio periodo, al netto del debito posseduto dalla banca centrale e dal settore estero
RD	=	interessi nominali netti sul debito pubblico (= interessi ricevuti meno interessi pagati dallo Stato)
rD	=	interessi reali netti sul debito pubblico
pD	=	perdite in conto capitale sul debito pubblico causate dalla inflazione.

In un'economia chiusa, gli aggregati fin qui definiti sono legati dalle seguenti identità:

- (1) $rD = RD - pD$
- (2) $Y_d = NNP + rD - T$
- (3) $S_p = Y_d - C_p$
- (4) $NNP = C_p + C_g + S_p + S_g = C_T + S_T$
- (5) $DEF = -S_g = C_g + rD - T =$ deficit pubblico al netto del guadagno dello Stato dovuto all'inflazione.

Si noti che il reddito disponibile (Y_d) non è definito in base alla contabilità nazionale, poiché include gli interessi *reali* effettivamente pagati sul debito pubblico (rD) invece che gli interessi nominali (RD): in altre parole, Y_d è ottenuto sottraendo la perdita da inflazione del settore privato (pD) dal prodotto nazionale netto. Corrispondentemente, il deficit del governo (DEF) è più basso di quello convenzionale perché è depurato dei guadagni ottenuti dallo Stato a spese del settore privato attraverso il calo del valore reale del debito pubblico (pD).

Il modello della IRN. Per l'ipotesi di Barro la variabile di flusso che controlla il consumo è il prodotto nazionale netto (NNP) meno il consumo del settore pubblico (C_g), poiché il vincolo di bilancio intertemporale fronteggiato dai consumatori è definito dal prodotto fisico totale dell'economia al netto delle risorse utilizzate dallo Stato — indipendentemente dal fatto che lo Stato usi debito o tasse per finanziare l'acquisto di queste risorse. Per la stessa ragione, il debito pubblico (D) deve essere sottratto dalla ricchezza privata (W) nella funzione del consumo:

$$(6) \quad C_p = a(NNP - C_g) + b(W - D) = a(Y_d - DEF) + b(W - D)$$

Utilizzando le identità (3), (4) e (5), l'equazione (6) può essere riscritta come una funzione del risparmio aggregato:

$$(7) \quad S_T = (1 - a)(Y_d - DEF) - b(W - D)$$

L'equazione (7) sottolinea il fatto che in un'economia di questo tipo non vi può essere alcun effetto di spiazzamento dell'investimento per effetto di un aumento del debito pubblico, per un dato livello della spesa pubblica: una riduzione delle tasse finanziata da un aumento del debito accrescerà DEF nella stessa misura in cui accrescerà Y_d , così lasciando il risparmio totale dell'economia inalterato. Lo stesso ovviamente può esser detto del caso in cui lo Stato diminuisca l'imposizione fiscale e accresca in egual misura il proprio guadagno da inflazione sul debito pubblico (pD), mantenendo invariata la spesa pubblica.

Il modello tradizionale. Questo modello può essere espresso attraverso la consueta funzione del consumo:

$$(8) \quad C_p = aY_d + bW,$$

che può a sua volta essere riscritta in termini di un'equivalente funzione del risparmio:

$$(9) \quad S_T = (1 - a)Y_d - DEF - bW$$

È interessante paragonare la predizione dell'equazione (9) con quella ad essa corrispondente nel modello di Barro, cioè l'equazione (7). Analizzando quest'ultima, come si è visto, appare che secondo la IRN il risparmio nazionale non varia se lo Stato altera la proporzione deficit-imposte con cui finanzia una data spesa pubblica. L'equazione (9) invece mostra che, secondo il modello tradizionale, un aumento del deficit pubblico (ΔDEF) ridurrà il risparmio privato di un ammontare a ΔDEF (poiché l'effetto diretto $-\Delta DEF$ sarà parzialmente controbilanciato dall'effetto indiretto $(1 - a)\Delta DEF$ derivante dalla riduzione delle imposte, e quindi dall'aumento del reddito disponibile Y_d , di ΔDEF). Quindi, per un dato reddito, la IRN implica che sostituire imposte con debito nel finanziare la spesa pubblica non ha alcun effetto sull'investimento, mentre il modello tradizionale prevede un effetto di spiazzamento proporzionale alla propensione marginale al consumo.

Il modello ICV. Questa teoria conduce ad una funzione del consumo che è un misto dell'equazione (6) della IRN e dell'equazione (8) del modello tradizionale. Essa implica che il consumo dipende dal reddito al netto delle imposte e dalla ricchezza, proprio come nel modello tradizionale. Tuttavia, le variabili di rilievo non sono il reddito corrente e le imposte, ma piuttosto il valore atteso scontato al presente di questi flussi lungo l'intero corso della vita. L'introduzione dei flussi futuri attesi di reddito e di tasse crea similarità con la IRN, nel senso che la politica fiscale corrente ha implicazioni per i flussi di imposte future, e questi a loro volta influiscono sul consumo corrente.

Per esempio, si considerino due economie con lo stesso reddito disponibile e lo stesso livello di spesa pubblica; si supponga che in entrambe il governo persegua una politica di pareggio del bilancio, ma che nella prima economia il livello iniziale di debito pubblico sia positivo, mentre nella seconda sia zero. Nella prima economia lo Stato dovrà quindi imporre maggiori imposte per pagare gli interessi, e il valore attuale di queste imposte sarà (almeno approssimativamente) uguale al valore del debito pubblico di quell'economia. Ma un individuo, nel calcolare le risorse disponibili nel corso della sua vita, deve dedurre dal suo reddito lordo da lavoro solo il valore attuale delle tasse aggiuntive che saranno imposte sul *suo* reddito durante la *sua* vita

(il cui ammontare varierà da individuo ad individuo, a seconda del reddito, dell'età e di variabili demografiche). Se ogni individuo fa questo calcolo, cioè deduce dalla sua ricchezza totale il valore attuale delle imposte future che dovrà pagare, è possibile dimostrare (cfr. Blanchard 1985 e Sterling 1985) che la funzione aggregata del consumo proposta dalla teoria tradizionale, definita dalla (8), deve essere modificata con l'aggiunta di un termine che include il debito pubblico D , per esempio cD (dove c è l'effetto incrementale del debito pubblico sul consumo del settore privato). Il parametro c in generale dipende da b , dal saggio di interesse e dalla lunghezza media della vita residua della generazione corrente. Nel caso limite di una vita infinita, il valore attuale delle tasse aggiuntive è precisamente uguale al valore del debito pubblico, cosicché $c = -b$. In questo caso estremo, la ICV implica, proprio come la IRN, che il debito pubblico non è parte della ricchezza netta. Ma se la vita è finita e se la premessa di Barro di una perfetta catena di nessi intergenerazionali è infondata, c è necessariamente minore di b e potrebbe addirittura essere vicino a zero, se il saggio di sconto è alto e si ammette l'esistenza di vincoli di liquidità e di un certo grado di miopia (giustificata dall'estrema difficoltà di misurare con accuratezza la distribuzione futura del carico tributario).

Sulla base di simili considerazioni, è possibile dimostrare che la ICV richiede l'aggiunta all'equazione (8) della variabile deficit (DEF): questa variabile dovrebbe avere un coefficiente negativo. Infatti, per un dato livello delle imposte correnti, la presenza di un deficit segnala che le imposte future dovranno essere aumentate per pagare gli interessi e il capitale del debito di nuova emissione. Così la ICV conduce alla seguente formulazione della funzione aggregata del consumo:

$$(10) \quad C_p = a Y_d + b W + c D + f DEF$$

Ancora, sotto la premessa che l'orizzonte decisionale dei consumatori sia infinito (come postulato dalla IRN), il valore attuale delle tasse necessarie a ripagare interessi e capitale derivanti da DEF è precisamente uguale a $-DEF$, e $f = -a$. Così il primo e l'ultimo termine della (10) possono essere ricombinati come segue:

$$a \{ [NNP - (T - rD)] - [C_g - (T - rD)] \} = a (NNP - C_g),$$

e l'equazione (10) finisce per coincidere con la (6). La ICV, invece, muovendo dalla premessa che l'orizzonte decisionale dei consumatori

sia lungo ma non infinito, suggerisce che $-a < f < 0$, dove f è probabilmente più vicino al limite superiore che a quello inferiore.

Dovrebbe essere chiaro a questo punto che la (10) fornisce il punto di partenza per un *test* simultaneo di tutte e tre le ipotesi. Tutte e tre implicano che a e b debbano essere positivi e avere valori presumibilmente vicini a quelli ottenuti in precedenti stime della funzione del consumo. Per quanto riguarda i parametri c e f , essi dovrebbero essere non positivi e cadere negli intervalli $[-b, 0]$ e $[-a, 0]$ rispettivamente. Valori vicini ai limiti superiori dei due intervalli offrirebbero sostegno alla teoria tradizionale, mentre valori vicini ai limiti inferiori offrirebbero sostegno alla IRN; la ICV sarebbe in linea di principio coerente con qualsiasi valore intermedio, sebbene essa suggerisca che le stime non dovrebbero essere lontane dai limiti inferiori dei due intervalli.

L'effetto degli interessi reali sul consumo. Il coefficiente degli interessi reali implicito nell'equazione (10) è $(a + f)$, poiché la variabile rD appare sia in Y_d (con un effetto positivo) sia in DEF (con un coefficiente negativo). Tuttavia, il modello della ICV suggerisce la possibilità che la propensione a consumare il reddito da interessi reali possa essere alquanto diversa dalla propensione a consumare reddito proveniente da altre fonti (a). In particolare, in periodi e paesi caratterizzati da inflazione alta, variabile e di difficile previsione, il saggio d'interesse reale è tipicamente soggetto a violente fluttuazioni. La ICV suggerisce che, in queste condizioni, il consumo non risponda pienamente all'andamento dell'interesse reale (r), ma piuttosto ad una qualche misura del saggio "permanente" (r^*) — presumibilmente abbastanza stabile nel tempo — e solo in misura limitata a deviazioni transitorie del saggio reale corrente da quello permanente ($r - r^* = R - p - r^*$).

Sulla base di queste considerazioni, l'effetto sul consumo della componente da interessi del reddito può essere modellata come segue:

$$g r^* D + g' (r - r^*) D,$$

dove ci si attende che g sia approssimativamente uguale ad a , e che g' sia minore tanto di g quanto di a .²

² Qui ipotizziamo implicitamente che g e g' siano positivi. Tuttavia la teoria offre predizioni ambigue circa il segno dei due coefficienti, poiché un aumento *coeteris paribus* del tasso reale aumenta il consumo solo se l'effetto reddito è maggiore dell'effetto sostituzione (assumendo che il risparmio non sia considerato come un bene inferiore).

Si giunge così alla seguente equazione, che formerà la base dei nostri *test*:³

$$(11) \quad C_p = a Y_d + b W + [c + (g-g')r^*] D + f DEF + \\ + [g' - (a-f)] rD = \\ = a_1 Y_d + a_2 W + a_3 D + a_4 DEF + a_5 rD.$$

Per la IRN, gli interessi non hanno alcuna influenza sul consumo ($g = g' = 0$) e a_3 si riduce a c , che a sua volta, come spiegato più sopra, dovrebbe essere uguale a $-a_2$. Invece, per la ICV, a_3 dovrebbe essere maggiore di $-a_2$, e potrebbe addirittura essere maggiore di zero. Similmente, a_5 dovrebbe essere zero per la IRN (poiché $g' = 0$ e $a = -f$) e di segno per la ICV, sebbene probabilmente minore di zero (perché per quel modello sia g' che f dovrebbero essere piccoli rispetto al parametro a).

Verifica dell'ipotesi di comportamento razionale. Fin qui non abbiamo considerato la possibilità che il settore privato possa essere affetto da illusione monetaria, nel senso di basare le proprie decisioni di consumo sugli interessi nominali percepiti, piuttosto che su quelli reali. Questo punto è ovviamente rilevante solo all'interno della teoria tradizionale e della ICV. Nel modello della IRN, infatti, tutti i trasferimenti dallo Stato alle famiglie e viceversa non hanno alcuna influenza sulle decisioni intertemporali delle famiglie, siano essi trasferimenti reali o puramente nominali.

Per verificare se il comportamento del consumo aggregato riveli segni di illusione inflazionistica, proponiamo una semplice ipotesi di aggregazione: si supponga che una proporzione $1-v$ delle famiglie agisca razionalmente, e che la spesa per consumi di questo insieme di famiglie sia descritto appropriatamente dall'equazione (11), mentre la rimanente frazione v della popolazione sia caratterizzata da completa illusione inflazionistica, cioè basi le proprie scelte di consumo sugli interessi nominali percepiti (RD) piuttosto che su quelli reali (rD). In particolare, si ipotizzi che la propensione marginale a consumare gli interessi nominali in questo secondo insieme di famiglie sia un numero

³ Questo punto merita un commento: poiché la ricchezza consiste di un flusso di redditi futuri scontati al tasso reale, cambiamenti in quest'ultimo possono influenzare il consumo attraverso variazioni in W . Se comunque W è misurata ai valori di mercato, non è necessario tenere esplicitamente conto di questa ulteriore connessione tra tasso reale e consumo.

g' compreso tra 0 e 1, ma che la reattività del consumo al reddito proveniente da altre fonti e alla ricchezza sia uguale a quella dei consumatori razionali. Il consumo del settore privato C_p può allora essere rappresentato dalla seguente espressione:

$$(12) \quad C_p = a (Y_d - rD) + b W + [c + (1-v)(g-g')r^*] D + \\ + f (DEF - rD) + [(1-v)g' + vg''] RD + \\ - (1-v)g' pD = \\ = b_1 Y_d + b_2 W + b_3 D + b_4 DEF + b_5 RD + b_6 pD$$

Se *tutti* i consumatori si comportassero razionalmente, nell'espressione (12) $b_6 = -b_5$ (poiché $v = 0$); se, d'altro lato, c'è almeno un certo grado di illusione inflazionistica, b_6 dovrebbe cadere nell'intervallo $(-b_5, 0)$ (segno che $v > 0$). Il caso limite in cui $b_6 = 0$ e $b_5 = g''$ (cosicché $v = 1$) implica illusione inflazionistica completa e generalizzata, ovvero che il consumo aggregato risponda solo agli interessi nominali, piuttosto che a quelli reali.

Quanto sopra ovviamente presuppone che la perdita da inflazione rilevante per le scelte dei consumatori sia nota con certezza al momento in cui tali scelte vengono compiute. In pratica, tuttavia, questo può non essere vero (specialmente qualora tali scelte comportino impegni di lungo periodo, come nel caso dell'acquisto o della locazione di beni durevoli) e i consumatori possono essere costretti a fare affidamento su una previsione dell'inflazione futura nelle loro decisioni. In tal caso si dovrà sostituire $p^e D$, cioè la perdita attesa sul debito pubblico, alla variabile pD nell'equazione (12): i coefficienti avranno esattamente la stessa interpretazione.

La decomposizione del deficit pubblico. L'equazione (10) impone il vincolo che la somma dei coefficienti delle imposte e della spesa pubblica sia uguale all'opposto del coefficiente del reddito. Utilizzando le identità (4) e (5), si può però riscrivere l'equazione (10) come segue:

$$(13) \quad C_p = a NNP + b W + c D + (f-a)(T-rD) - f C_g = \\ = c_1 NNP + c_2 W + c_3 D + c_4 (T-rD) + c_5 C_g$$

Per la IRN, $c_5 = -c_1$ e $c_4 = 0$ (in base alla (6)); per la teoria tradizionale, $c_5 = 0$ e $c_4 = -c_1$ (come nell'equazione (8)). Infine, la ICV ammetterebbe qualsiasi ordine di grandezza per questi tre parametri che soddisfi la diseguaglianza $0 < -c_4 = c_1 + c_5 < c_1$, sebbene tale

teoria farebbe in generale supporre che c_5 sia un parametro relativamente piccolo e quindi che $-c_4$ sia vicino a c_1 .

È chiaro a questo punto che tutte e tre le ipotesi comportano il vincolo $-c_4 - c_5 = c_1$, il che equivale a dire che quando un'unità aggiuntiva di risorse viene trasferita dal settore privato al governo, sia che ciò avvenga per effetto di un'accresciuta spesa pubblica sia che avvenga per effetto di una maggiore pressione tributaria, il consumo privato ne risulterà diminuito in misura uguale a quella derivante da una diminuzione unitaria del reddito. Questo vincolo è automaticamente imposto nelle specificazioni (11) e (12). Stimando la (13) si può controllare se i dati obbediscono a tale vincolo, quando questo non sia imposto esplicitamente.

2. Precedenti risultati empirici sull'Ipotesi Ricardiana di Neutralità

Ricerche empiriche miranti a verificare in che misura i consumatori scontano le tasse future implicate dai disavanzi correnti sono state effettuate fin dall'inizio degli anni settanta. I primi tentativi sono stati fatti da Tanner (1970) e Kochin (1974) rispettivamente su dati canadesi e statunitensi.

Dopo l'articolo teorico di Barro del 1974, è apparsa una moltitudine di studi empirici su questo argomento: gli enormi disavanzi che hanno recentemente caratterizzato la politica fiscale negli Stati Uniti hanno contribuito ad acuire l'interesse al problema, poiché, se si dovesse accettare il punto di vista di Barro, questi disavanzi non dovrebbero costituire una preoccupazione per le autorità di politica economica. I *test* condotti da Tanner (1979) e da Seater (1982) concludono che il debito pubblico non produce nessun effetto ricchezza a livello aggregato; Yawitz e Mayer (1976) e Buiter e Tobin (1979) introducono il deficit pubblico nella stima della funzione aggregata del consumo e concludono invece che i dati non provvedono sostegno all'ipotesi della neutralità del debito.

Feldstein (1982) ha proposto un *test* più accurato, distinguendo il deficit nelle sue componenti, cioè le imposte, i trasferimenti e la spesa pubblica; poiché presumibilmente le imposte non sono esogene rispetto al consumo, egli stima la funzione del consumo aggregata con il metodo delle variabili strumentali, e conclude che «variazioni della spesa pubblica e delle imposte possono avere un impatto rilevante sulla domanda aggregata» (1982, p. 16). Sorprendentemente, Kormendi

(1983) trova invece sostegno per l'ipotesi di Barro, sebbene a nostro avviso in modo contraddittorio: secondo i suoi risultati, infatti, le imposte positive non hanno effetto sul consumo, mentre quelle negative (i trasferimenti alle famiglie) hanno un forte effetto su tale variabile. Tuttavia, le sue stime della funzione del consumo sono seriamente viziate sia a livello concettuale sia a livello di specificazione (cfr. Modigliani e Sterling, di prossima pubblicazione).

Modigliani (1984) contiene ulteriori elementi di sostegno empirico a favore dell'efficacia della politica fiscale: le stime ivi riportate sono basate su dati statunitensi dal 1952 al 1983 e su un campione longitudinale di dati su 33 paesi, comprendente cinque anni di dati storici (a date predeterminate tra il 1960 e il 1980) per ogni paese.

Per quanto riguarda l'economia italiana, la questione è della massima importanza, alla luce dell'andamento delle relative variabili economiche, soprattutto in anni recenti: ad esempio, a cominciare dalla fine degli anni sessanta, il rapporto tra debito pubblico e reddito è cresciuto ad un saggio medio di circa il 5% annuo. Nonostante la rilevanza empirica della questione, il solo tentativo di verificare l'ipotesi della neutralità del debito su dati italiani è stato condotto (per quanto ci risulta) da Lecaldano *et al.* (1984, p. 84). Purtroppo gli autori di questo lavoro non riportano esplicitamente i loro risultati su questo punto, indicando che questi ultimi non portano a conclusioni chiare e attribuendo tale incertezza alla qualità e alla collinearità dei loro dati. Dai loro rilievi generali, tuttavia, parrebbe di capire che gli autori abbiano fatto uso di una specificazione erronea nei loro *test*, tralasciando di includere separatamente le imposte tra i regressori. Nelle loro stime della funzione del consumo essi utilizzano il reddito disponibile e la spesa per consumi del settore pubblico come regressori, con ciò violando il vincolo di razionalità discusso alla fine del paragrafo precedente (che cioè la somma dei coefficienti delle imposte e della spesa pubblica sia uguale all'opposto del coefficiente sul reddito). Il solo caso in cui tale vincolo sarebbe rispettato, utilizzando la loro specificazione, sarebbe in effetti quello in cui la teoria tradizionale fosse letteralmente vera, il che non può essere ipotizzato in partenza in un *test* di quella teoria contro teorie alternative. Come si è mostrato nel paragrafo 1, un *test* corretto avrebbe dovuto includere sia il consumo del settore pubblico sia le imposte come regressori separati, o altrimenti utilizzare il deficit nel suo insieme.

3. Inflazione e consumo nell'economia italiana

Tutti gli studi recenti della funzione del consumo in Italia notano che, a partire dalla fine degli anni sessanta, la propensione media al consumo del settore privato (PMC) — così come tradizionalmente è misurata dalle serie della contabilità nazionale — mostrava un andamento tendenziale marcatamente decrescente⁴ (si veda la Figura 1). Questo ha condotto un certo numero di ricercatori a indagare se l'andamento della PMC potesse essere messo in relazione con l'andamento dell'inflazione, che era in fase di accelerazione in quegli stessi anni. In particolare, una linea di attacco al problema è stata quella di negare la sua stessa esistenza, sostenendo che l'apparente diminuzione tendenziale della PMC è in realtà dovuta ad un errore di misurazione del reddito disponibile in un contesto inflazionistico: l'espressione più recente di tale punto di vista è in Cukierman e Mortensen (1983). In effetti, alla fine degli anni sessanta e durante gli anni settanta l'economia italiana ha sperimentato al tempo stesso un saggio di inflazione in ascesa tendenziale, un crescente *stock* di debito pubblico e saggi d'interesse in ascesa. I massicci pagamenti di interessi nominali ricevuti dal settore privato hanno accresciuto il reddito nominale disponibile: da ciò, secondo questa letteratura, è derivata una caduta tendenziale spuria della PMC, dovuta al fatto che il reddito disponibile misurato include gli interessi ricevuti dal settore privato ma non tiene in considerazione l'erosione del valore reale del debito pubblico su cui quegli interessi sono pagati.

Tuttavia, dal punto di vista economico, la questione rilevante non è se cambiando la definizione di reddito e di risparmio l'andamento temporale della PMC cambi anch'esso, ma piuttosto se il comportamento degli operatori economici, come la decisione consumo-risparmio, rifletta effettivamente la distinzione tra grandezze nominali e grandezze reali, e in particolare se il settore privato si renda conto che in un contesto inflazionistico una porzione degli interessi nominali serve solo a compensare i possessori dei titoli del debito pubblico per l'erosione del valore reale di questi ultimi. Gli studi esistenti che trattano di questo

⁴ È opportuno notare che la maggior parte delle ricerche precedenti ha esaminato soltanto intervalli di tempo relativamente brevi (al più dal 1965 al 1979). Come dimostra la figura 2, l'aggiunta delle ultime osservazioni indica che il *trend* negativo della APC durante gli anni settanta è meno marcato di quello trovato in studi precedenti (FRASCA *et al.* 1979, ROSSI *et al.* 1980, ROSSI e SCHIANTARELLI 1982).

FIGURA 1

PROPENSIONE MEDIA AL CONSUMO, COME MISURATA
DAI CONTI ECONOMICI NAZIONALI ($C_p/(Y_d + pD)$)

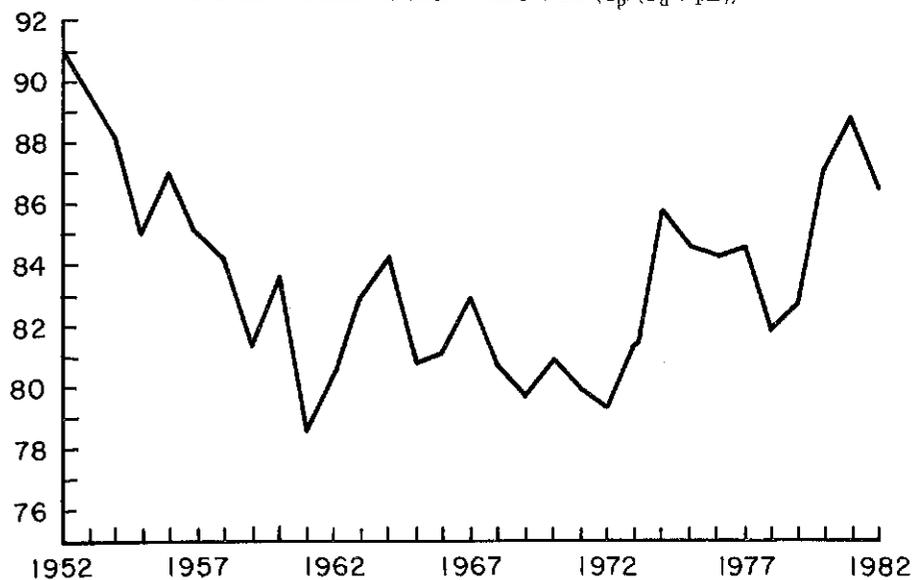
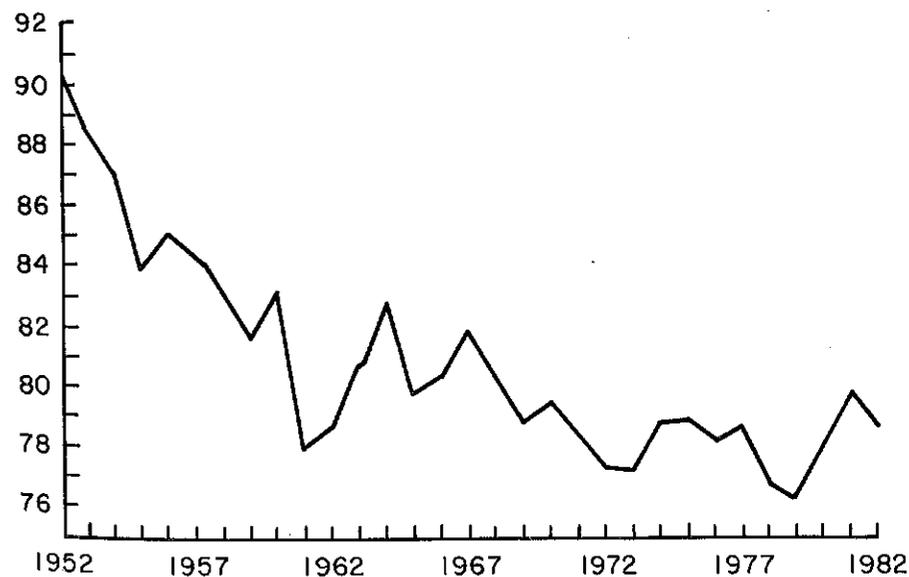


FIGURA 2

PROPENSIONE MEDIA AL CONSUMO CORRETTA PER L'INFLAZIONE (C_p/Y_d)



punto impiegando dati italiani concludono di non poter rifiutare l'ipotesi di un sostanziale grado di illusione monetaria⁵ (Frasca *et al.* 1979, Rossi *et al.* 1980, Rossi e Schiantarelli 1982, Marotta 1983, Lecaldano *et al.* 1984).

Si noti fra l'altro che, qualora si concluda che il reddito disponibile vada corretto per l'erosione del valore reale del debito pubblico, l'andamento della PMC che ne risulterebbe sarebbe dominato dalla componente assai variabile delle perdite in conto capitale indotte dall'inflazione, come è mostrato dalla figura 2.⁶ Ciò sembra essere in contraddizione con la presunzione teorica che, in assenza di illusione monetaria, la PMC corretta dovrebbe essere meno variabile della PMC misurata usando le serie della contabilità nazionale (vedi Hendry e von Ungern-Sternberg, 1981, p. 247). Il nostro approccio a questa questione è di non postulare completa assenza di illusione monetaria e quindi procedere direttamente alla correzione della contabilità nazionale, ma piuttosto di verificare se il comportamento osservabile riveli indizi di illusione monetaria.

4. La misurazione del deficit e del debito pubblico

Un importante requisito per la verifica empirica del modello esposto nel paragrafo 1 è che la serie sul debito sia coerente con la corrispondente serie sul deficit, cioè che ad ogni data quest'ultimo sia uguale alla differenza tra debito d'inizio periodo e debito di fine

⁵ L'analisi più completa è quella di ROSSI e SCHIANTARELLI (1982). Essi utilizzano una tecnica sviluppata da HENDRY e VON UNGERN-STERNBERG (1980) e definiscono il reddito reale Y_o come

$$Y_o = Y_d - b [p^e / (1 + p^e)] FA$$

dove FA è la ricchezza finanziaria reale posseduta dalle famiglie. Essi stimano una funzione del consumo utilizzando dati trimestrali dal 1975 al 1977 e rifiutano l'ipotesi nulla di $b = 0$. Questo risultato è confermato dalle analisi di ROSSI *et al.* (1980) e di MAROTTA (1983), il quale usa una diversa definizione di Y_o e dati più recenti. Infine LECALDANO *et al.* (1984) ottengono buoni risultati scegliendo $b = 0,5$ e utilizzando l'inflazione osservata invece di quella attesa.

⁶ Qui pD è il tasso di inflazione di fine periodo moltiplicato per il debito reale del settore pubblico. Riteniamo che, quando l'economia è suddivisa in settore privato e settore pubblico, è più facile misurare le perdite in conto capitale del settore privato, poiché attività e passività all'interno del settore privato si elidono (se il settore estero è piccolo e non mostra un trend definito nell'ammontare delle attività finanziarie nette) e ciò che resta dopo l'aggregazione è il debito pubblico. Il sistema di aggregazione è utile non soltanto per misurare l'effetto dell'inflazione ma anche per sottoporre a test la IRN.

periodo. Inoltre vi è un problema concettuale, derivante dal fatto che, perfino per la IRN, l'ipotesi che il debito pubblico non viene considerato dal settore privato come parte della sua ricchezza netta si riferisce solo a quella porzione del debito che *non* è investito in capitale produttivo di proprietà dello Stato (cioè capitale capace di produrre un flusso di benefici futuri paragonabili a quelli generati dal capitale privato). Solo questa porzione di debito, che si può definire "a fondo perduto" (*deadweight debt*), non fa parte della ricchezza privata netta secondo la IRN, mentre ne è parte secondo la teoria tradizionale e (almeno in certa misura) secondo la ICV. Similmente, in termini di flussi, la IRN predice che solo una parte della spesa per consumi del settore pubblico dovrebbe ridurre il consumo del settore privato, vale a dire la spesa per consumi correnti dello Stato: la misura corrispondente del deficit reale è il deficit di parte corrente, cioè il deficit totale corretto per l'inflazione, meno gli investimenti dello Stato in capitale reale, e questa misura, a sua volta, deve anche corrispondere alle variazioni del "debito a fondo perduto" come definito più sopra. In passato si è generalmente sorvolato su questa distinzione e si è fatto uso del debito (deficit) totale piuttosto che di quello "a fondo perduto". Questo approccio è comodo dal punto di vista della disponibilità di dati, ma dubbio specialmente nel caso dell'Italia, dove, stando alle statistiche ufficiali, la spesa per investimenti rappresenta una porzione assai ampia delle spese complessivamente sostenute dallo Stato per l'acquisto di beni e di servizi. Per la stessa ragione, misurare il deficit come deficit totale o come variazioni del debito rischia di condurre ad un serio errore di specificazione e di distorcere i risultati in modo sfavorevole alla IRN.

L'alternativa è di affidarsi alla classificazione ufficiale delle componenti del consumo del settore pubblico e misurare il "deficit a fondo perduto" con il deficit di parte corrente. Tuttavia, anche questa alternativa non è priva di difetti, e conduce probabilmente ad una notevole sottostima della vera variabile. Vi sono due considerazioni a sostegno di questa ipotesi: 1) le spese in conto capitale, specialmente in anni recenti, includono alcune voci che sono in realtà spesa per consumi, come trasferimenti alle imprese a partecipazione statale, a copertura delle perdite di esercizio di queste; 2) le variazioni del debito pubblico sono in generale più elevate del deficit complessivo (di parte corrente e di parte capitale) poiché vi è una parte del debito pubblico di nuova emissione che finanzia spese non iscritte né nel conto di parte corrente né nel conto di parte capitale del settore pubblico, e una parte di tali spese è probabilmente anch'essa vero consumo pubblico.

Quindi pare non esservi soluzione soddisfacente al problema di misurare il consumo del settore pubblico e il "debito a fondo perduto" dalle fonti statistiche prontamente disponibili. Proponiamo perciò di valerci della seguente approssimazione. Si denoti il consumo pubblico e il deficit *misurati* dalle fonti ufficiali con C_g^m e $DEF^m (= C_g^m + rD - T)$ rispettivamente. La nostra ipotesi è che il *vero* consumo pubblico, C_g , possa essere approssimato dal consumo di parte corrente, C_g^m , più una certa frazione del debito di nuova emissione in eccesso di quello che finanzia il deficit di parte corrente, DEF^m :

$$(14) \quad C_g = C_g^m + h (\Delta D - DEF^m),$$

dove ΔD è l'incremento del debito reale totale. Sostituendo la (14) nella (11), si trova che il termine $a_4 DEF$ della (11) va rimpiazzato da:

$$(15) \quad a_4 DEF^m + a_6 (\Delta D - DEF^m), \text{ dove } a_6 = a_4 h$$

Poiché consideriamo due diverse misure del deficit, dovremmo idealmente avere due misure del debito pubblico nella (11); purtroppo però la sola informazione disponibile si riferisce al debito totale, D . Per ovvie ragioni non ci sono stime su quale parte di questo totale corrisponda al "debito a fondo perduto", e non esiste alcun metodo semplice per stimarlo: persino la cumulazione dei deficit di parte corrente incorrerebbe nel problema di scegliere un valore iniziale non arbitrario. Inoltre, come si è già notato, la parte corrente del bilancio pubblico sottostima il deficit, e quindi il suo cumulo sottostima il debito. È un fatto, seppur sorprendente, che le partite correnti del bilancio pubblico hanno generato un *surplus* nella maggior parte degli anni '50 e '60 e deficit assai modesti dall'inizio degli anni '70. Pertanto, la cumulazione dei saldi di parte corrente produce un debito "negativo" che tuttavia costituisce appena una piccola frazione del NNP. Considerando che così si sovrastima il *surplus*, sembra appropriato concludere che nel caso dell'Italia il "debito a fondo perduto" è presumibilmente abbastanza piccolo da poter essere ignorato.

Pertanto nei *test* da noi presentati nel paragrafo seguente, usiamo una sola misura del debito nazionale, cioè l'aggregato D . Tuttavia, poiché a fronte di questo debito vi può essere capitale pubblico di comparabile consistenza, anche se i *test* dovessero condurci a concludere che il debito è ampiamente considerato dal settore privato come parte della ricchezza netta, non se ne può dedurre che, per ciò solo, la IRN è necessariamente invalidata.

5. Risultati empirici

Nelle tabelle 1, 2 e 3 presentiamo i risultati dei *test* basati sulle equazioni (11), (12) e (13). Tutte le variabili più importanti utilizzate per le stime sono definite nell'Appendice Statistica. Le stime si basano su osservazioni annuali e coprono il periodo 1952-82.⁷ È importante sottolineare il fatto che per la variabile ricchezza non esiste nessuna serie ufficiale che si riferisca all'intero periodo oggetto delle nostre stime: abbiamo pertanto cercato di costruire una serie della ricchezza netta del settore privato (con la sola esclusione del valore della terra) tentando di sopperire alla scarsa qualità dei dati con l'uso di tutte le fonti statistiche di cui eravamo a conoscenza. Ciò nonostante, in alcune circostanze siamo stati costretti a ricorrere a metodi indiretti non privi di giudizi soggettivi.

La tabella 1 presenta innanzitutto una stima della funzione del consumo tradizionale. Il coefficiente della variabile ricchezza è alto e molto significativo, anche in considerazione del fatto che la variabile reddito include i redditi da proprietà. Il valore del coefficiente è simile a quello che si riscontra in altri paesi industrializzati anche se più alto di quello ottenuto negli studi più recenti della funzione del consumo in Italia (cfr. Rossi *et al.*, 1980, pag. 143). L'autocorrelazione dell'errore nell'equazione 1.1 è evidenziata da un valore piuttosto basso del coefficiente di Durbin e Watson. Tuttavia, i valori dei coefficienti stimati non cambiano in modo sostanziale quando l'equazione viene stimata con la trasformazione autoregressiva (cfr. la regressione 1.2). Poiché ciò accade in tutte le equazioni successive, abbiamo deciso di presentare soltanto le stime corrette per l'autocorrelazione.

L'equazione 1.3 fornisce un *test* esplicito delle ipotesi alternative circa l'efficacia della politica fiscale. La restrizione più importante che può essere derivata dalla IRN è che il coefficiente sul deficit di parte corrente dovrebbe essere uguale e di segno opposto a quello del reddito disponibile. Invece il coefficiente di $(\Delta D - DEF^m)$ risulta molto vicino a zero (fatto che implica $a_6 = 0$ nella (15)), e quello di DEF^m , la misura

⁷ Come viene spiegato nell'appendice statistica, la variabile consumo include la spesa per beni durevoli. In teoria la serie appropriata per il consumo dovrebbe includere soltanto il flusso dei servizi imputati ai beni durevoli, ma questa serie in Italia non esiste. Per verificare se i nostri risultati siano influenzati dalla definizione della variabile consumo, abbiamo ripetuto le nostre regressioni sottraendo alla spesa per consumo i beni durevoli (mobili, elettrodomestici e mezzi di trasporto); i risultati rimangono sostanzialmente invariati.

TABELLA 1 (*)

	Costante (1)	Y_d (2)	W (3)	$\Delta D \cdot DEF^m$ (4)	DEF^m (5)	D (6)	rD (7)	Rho	DW	SE	Metodo
1.1	0,031 (5,00)	0,630 (32,03)	0,043 (10,91)						1,10	0,0100	OLS
1.2	0,039 (3,76)	0,594 (20,85)	0,050 (8,93)					0,538 (3,51)		0,0091	AR1
1.3	0,036 (3,11)	0,604 (19,55)	0,046 (6,75)	-0,065 (-1,04)	-0,219 (-2,92)	0,018 (0,40)		0,641 (4,34)		0,00790	AR1
1.4	0,034 (3,18)	0,609 (21,71)	0,047 (8,29)	-0,070 (-1,15)	-0,222 (-3,01)			0,631 (4,25)		0,0078	AR1
1.5	0,34 (3,03)	0,603 (21,07)	0,048 (8,75)		-0,234 (-3,22)			0,654 (4,67)		0,0078	AR1
1.6	0,036 (2,99)	0,605 (20,40)	0,047 (7,54)		-0,190 (-1,57)		-0,097 (-0,49)	0,658 (4,61)		0,0080	AR1
1.7	0,043 (3,60)	0,604 (19,52)	0,045 (7,12)				-0,370 (-2,74)	0,673 (4,90)		0,0082	AR1
1.8	0,024 (2,11)	0,636 (20,67)	0,043 (7,50)		-0,200 (-1,97)			0,574 (3,54)		0,0081	AR1-IV

(*) t-statistiche in parentesi. La media della variabile dipendente è 0,616 (in miliardi di lire 1970).

più restrittiva e meno controversa del deficit, pur essendo significativamente negativo, è soltanto il 30% del valore del coefficiente sul reddito. Questi risultati sono nettamente in contrasto con la IRN e sono invece pienamente coerenti con la ICV. L'altro aspetto per cui i vari modelli differiscono, è quello relativo al coefficiente sul debito pubblico: per la IRN, il coefficiente dovrebbe essere l'opposto di quello sulla ricchezza mentre per la ICV dovrebbe essere piccolo in valore assoluto e

probabilmente positivo. Di nuovo, i risultati favoriscono la ICV,⁸ anche se non in modo decisivo, a causa della scarsa precisione con cui il coefficiente è stimato. Come si può notare dall'equazione 1.4, se si esclude la variabile debito (del tutto non significativa in 1.3), i valori degli altri coefficienti non cambiano sostanzialmente. Poiché il contributo del deficit in conto capitale (colonna (4)) è anch'esso piccolo e poco significativo, la variabile viene esclusa nell'equazione 1.5. Tutti i coefficienti presentati in 1.5 sono significativamente diversi da zero, ed il loro valore è pienamente in accordo con il modello ICV e non con la IRN.

L'equazione 1.6 permette di analizzare come la propensione al consumo del settore privato sia influenzata dai trasferimenti per interessi reali sul debito pubblico. Secondo la teoria tradizionale, la propensione a consumare il reddito da interessi dovrebbe essere uguale alla propensione a consumare il reddito derivante da qualsiasi altra forma di trasferimenti. Il modello della ICV suggerisce, invece, che la prima dovrebbe essere più bassa, poiché la forte variabilità del tasso reale *ex-post* durante il periodo oggetto delle stime dovrebbe avere indotto i consumatori a considerare la maggior parte delle variazioni del tasso reale come transitorie. Infine, secondo la IRN, la propensione a consumare il reddito reale da interessi dovrebbe essere zero, e lo stesso dovrebbe esser vero della reattività del consumo a imposte e trasferimenti. Poiché gli interessi reali sono già inclusi nel reddito disponibile e nel deficit, il modello tradizionale predice che, se la variabile rD è aggiunta separatamente nell'equazione 1.5, il coefficiente su rD dovrebbe essere zero; la IRN predice che il coefficiente sia uguale all'opposto della somma dei coefficienti sul reddito e sul deficit, mentre la ICV predice che abbia un valore intermedio tra questi due estremi. Il valore del coefficiente della variabile rD nell'equazione 1.6 è -0,1: ciò dimostra che il valore della propensione al consumo da interessi reali, g' , si aggira su valori simili a quelli che la ICV comporta. Tuttavia, il coefficiente è così piccolo e stimato in modo talmente impreciso, che è difficile rigettare il modello tradizionale. Invece, il valore del coefficiente è molto diverso da quello implicato dalla IRN, e cioè $-(0,605 + -0,19) = -0,415$.

Un aspetto sorprendente della regressione 1.6 è il fatto che il coefficiente del deficit diminuisce in valore assoluto e soprattutto in

⁸ Se noi stimiamo di nuovo l'equazione 1.3 introducendo separatamente debito e ricchezza al netto del debito, otteniamo stime di 0,06 (con una t-statistica di 1,6) e 0,04 (con una t di 6,7) per i rispettivi coefficienti.

termini di significatività statistica. Questa circostanza è presumibilmente da attribuire all'interazione tra interessi reali e deficit, e riflette l'effetto che movimenti di breve periodo del tasso di interesse reale hanno prodotto sul deficit durante il recente periodo di tassi di inflazione elevati e variabili. Ciò significa che il valore del coefficiente e la sua significatività statistica nell'equazione 1.5 potrebbero essere sovrastimati, per il fatto che il deficit stesso potrebbe in parte sostituirsi all'effetto del reddito da interessi reali.

Questa ipotesi riceve un qualche sostegno dalla regressione riportata nella riga 1.7. Essa mostra che, se si esclude il deficit, il coefficiente della variabile rD diventa molto più negativo e decisamente significativo. Nel complesso, alla luce dell'equazione 1.6, siamo inclini a considerare l'equazione 1.5 come la descrizione più accurata delle determinanti del consumo. Tuttavia, dobbiamo anche riconoscere il fatto che la grandezza e la significatività del coefficiente sul deficit in 1.5 potrebbero essere distorte verso l'alto, poiché il deficit potrebbe approssimare l'effetto di una bassa propensione al consumo sul reddito da interessi.

L'equazione 1.8 conclude la serie di *test* con una stima alternativa della regressione 1.5, effettuata allo scopo di correggere le nostre stime da un possibile problema di simultaneità causato dal fatto che il reddito è una variabile endogena e il deficit ha un comportamento ciclico: le variabili strumentali che utilizziamo per il reddito e il deficit sono le esportazioni, le tasse del periodo precedente e i consumi pubblici. I coefficienti stimati non cambiano sostanzialmente, eccetto che per una modesta caduta del coefficiente sul deficit ed una più marcata diminuzione della costante, che in tutte le equazioni precedenti sembrava essere inspiegabilmente alta.

I *test* della tabella 1 indicano che, contrariamente alle previsioni della IRN, il consumo risponde al reddito da interessi sul debito pubblico. Ciò è reso ancor più chiaro dalla regressione 2.1 presentata nella tabella 2; la regressione è identica alla 1.6, eccetto per il fatto che la spesa per interessi è stata sottratta sia dal deficit che dal reddito disponibile; di conseguenza, il coefficiente su rD nella colonna (5) misura l'effetto complessivo della spesa per interessi. Poiché questo effetto è grande e significativo, è importante chiedersi quale sia la misura più appropriata del reddito da interessi, se quella rappresentata dagli interessi reali percepiti dal settore privato, o piuttosto quella rappresentata dagli interessi nominali (corrispondente al caso di illusione monetaria). Il *test* può essere effettuato stimando l'equazione (12) derivata nel paragrafo 1. È forse opportuno ricordare che, nel caso di

TABELLA 2 (*)

	Costante (1)	Y_{t-rD} (2)	W (3)	DEF ^m _{t-rD} (4)	rD (5)	RD (6)	pD (7)	Rho	SE	Metodo
2.1	0,039 (2,98)	0,605 (20,40)	0,047 (7,54)	-0,190 (-1,57)	0,318 (2,36)			0,658 (4,61)	0,0080	AR1
2.2	0,043 (2,71)	0,614 (18,48)	0,040 (3,26)	-0,163 (-1,25)		0,406 (2,13)	-0,208 (-0,98)	0,667 (4,74)	0,0080	AR1
	Costante (1)	Y_{t-rD} (2)	W (3)	DEF ^m _{t-rD} (4)	RD-p ^e D (5)	RD (6)	p ^e D (7)	Rho	SE	Metodo
2.3	0,040 (2,92)	0,612 (18,29)	0,043 (6,42)	-0,078 (-0,615)	0,124 (0,71)			0,659 (4,47)	0,0088	AR1
2.4	0,056 (3,46)	0,622 (17,87)	0,029 (2,98)	-0,133 (-1,11)		0,386 (1,83)	0,139 (0,72)	0,743 (6,02)	0,0082	AR1

(*) Cfr. nota alla tabella 1. Nelle regressioni 2.3 e 2.4 il periodo di stima va dal 1953 al 1982 (mentre in tutte le altre regressioni include anche il 1952).

completa illusione monetaria, il coefficiente su pD dovrebbe essere zero; nel caso di illusione monetaria soltanto parziale, il coefficiente dovrebbe essere negativo (e in valore assoluto più basso di quello su RD); infine, nel caso di completa razionalità, il coefficiente su pD dovrebbe essere uguale (ma di segno opposto) al coefficiente su RD.

Nell'equazione 2.2 la stima di pD è negativa e più piccola di quella di RD, implicando una parziale illusione monetaria. In effetti, però, a causa della grande imprecisione nella stima non si può rifiutare né l'ipotesi che il coefficiente di pD sia uguale a zero (completa illusione monetaria) né che sia uguale al negativo di quello di RD (assenza di illusione monetaria).⁹ Le regressioni 2.3 e 2.4 costituiscono un *test*

⁹ L'ipotesi nulla di illusione monetaria ($b_5 = 0$) può essere verificata esaminando le t-statistiche su pD e p^eD, mentre l'ipotesi nulla di completa razionalità ($b_5 = -b_6$) può essere verificata mediante un F-test sulle equazioni non vincolate 2.2 e 2.4, e le rispettive equazioni vincolate 2.1 e 2.3.

alternativo, nel quale l'inflazione osservata è sostituita con una misura dell'inflazione attesa;¹⁰ anche in tal caso non è possibile arrivare a nessuna conclusione definitiva. Dobbiamo pertanto concludere — in contrasto con analisi precedenti (Rossi e Schiantarelli 1982, Marotta 1983 e Lecaldano *et al.*, 1984) — che i dati non ci permettono di arrivare a un verdetto definitivo sul ruolo dell'inflazione nella valutazione del reddito da interessi sul debito pubblico da parte del settore privato (gli altri redditi da interessi possono essere trascurati, poiché rappresentano trasferimenti all'interno del settore privato): anche se i valori delle stime dei nostri coefficienti tendono a favorire l'ipotesi della presenza di una certa illusione monetaria, essi sono stimati così imprecisamente (probabilmente a causa di multicollinearità), che bisogna considerare l'argomento ancora aperto e meritevole di ulteriore ricerca.

È di un certo interesse ripetere i *test* principali presentati nella tabella 1 eliminando il vincolo sulle varie componenti del deficit e cioè introducendo le imposte e il consumo del settore pubblico come variabili separate. Lo scopo è duplice: 1) verificare se il vincolo è confermato dai dati e, 2) se non lo fosse, verificare se la sua eliminazione cambia i nostri risultati in modo sostanziale.

Il *test* è presentato nella tabella 3. Il reddito è ora misurato dal prodotto nazionale netto e le imposte dalle imposte totali al netto dei trasferimenti, laddove questi ultimi includono la spesa per interessi sul debito pubblico ($T - rD$). I consumi pubblici sono misurati dalla serie tratta dai conti economici nazionali (C_g^m), la misura appropriata alla luce dei risultati della tabella 1 sopra discussi.

Sotto certi aspetti, i risultati riportati nella prima riga della tabella 3 sono ancor meno favorevoli alla IRN di quelli della tabella 1, in quanto il coefficiente cruciale, quello della spesa per consumo del settore pubblico, non è significativamente diverso da zero ed è significativamente diverso dall'opposto del coefficiente sul reddito ($-0,55$) (come vorrebbe la IRN). Tuttavia, sotto altri aspetti i risultati sono fonte di perplessità. In particolare, sebbene il coefficiente sulle tasse sia significativamente negativo, in contrasto con la IRN, il suo valore è sostanzialmente più basso, in valore assoluto, di quello implicato dalla

¹⁰ L'inflazione attesa è stata approssimata con i valori stimati mediante un processo autoregressivo del secondo ordine per l'inflazione sul tasso di interesse nominale e il tasso di cambio. Altri valori stimati, ottenuti mediante un più elevato numero di ritardi o un maggior numero di variabili esplicative (come M1 e reddito), hanno prodotto risultati quasi del tutto identici.

TABELLA 3 (*)

	Costante (1)	NNP (2)	W (3)	T-rD (4)	C_g^m (5)	Rho	SE	Metodo
3.1	0,046 (5,03)	0,550 (16,28)	0,033 (5,44)	-0,202 (-2,29)	0,146 (0,88)	0,476 (2,77)	0,0069	AR1
3.2	0,036 (3,65)	0,591 (15,83)	0,034 (5,19)	-0,301 (-2,31)	0,039 (0,22)	0,435 (2,40)	0,0072	AR1-IV

(*) Cfr. nota alla tabella 1.

regressione 1.5 (cioè $-0,60 + 0,23 = -0,37$) e predetto dalla ICV. Inoltre, il coefficiente sul reddito, già insolitamente basso nella 1.5, diviene ancora più basso nella 3.1. Di conseguenza non è sorprendente che un *F-test* porti a concludere che il vincolo imposto nella 1.5 è rifiutato persino al livello di significatività dell'uno per cento.

Nel valutare questo risultato bisogna tenere conto che i coefficienti dell'equazione 3.1 sono potenzialmente distorti per varie ragioni: 1) nella funzione del consumo bisognerebbe includere una variabile in grado di misurare il livello delle imposte permanenti;¹¹ poiché una variazione transitoria delle imposte influenza il consumo meno di una variazione permanente della stessa ampiezza, se si usa la serie osservata delle imposte, bisogna attendersi un valore sul coefficiente delle imposte minore di quello del reddito, e ciò significa che il coefficiente nella colonna (4) della regressione 3.1 sottostima il valore assoluto del coefficiente di lungo periodo; 2) come ha notato Feldstein (1982), le imposte, essendo una variabile ciclica, non possono essere considerate esogene rispetto al consumo, poiché durante il ciclo economico un più elevato reddito stimola più alti consumi e un accresciuto gettito fiscale, inducendo così una distorsione che opera nella stessa direzione di quella causata dalla mancata distinzione tra componente transitoria e componente permanente discussa sotto il punto 1.

¹¹ Questo è di particolare importanza per l'economia italiana, dove improvvise ed inattese esazioni fiscali sono state ripetutamente introdotte durante gli anni '70, causando notevoli disturbi nel processo che genera i valori osservati (vedi ROSSI e TRESOLDI, 1979).

Abbiamo tentato di correggere la possibile endogeneità delle tasse del reddito usando variabili strumentali (le variabili scelte sono esportazioni e tasse del periodo precedente). I risultati, presentati nella regressione 3.2, favoriscono ulteriormente la ICV a danno della IRN, dal momento che il coefficiente sulle tasse è più vicino all'opposto del coefficiente sul reddito, mentre quello sulla spesa pubblica rimane intorno a zero. Tuttavia il problema non è completamente risolto, in quanto, se si confronta l'equazione non vincolata 3.2 con l'equazione vincolata 1.8 (entrambe stimate con le identiche variabili strumentali), si trova che i dati di nuovo rigettano i vincoli al livello di significatività dell'uno per cento.

Questi risultati possono essere riassunti come segue: 1) i *test* di significatività portano alla conclusione che il vincolo imposto nelle regressioni della tabella 1 non è rispettato; 2) se si elimina il vincolo i risultati sono ancora meno favorevoli per la IRN; 3) è tuttavia impossibile attribuire alcun significato economico al fatto che il vincolo sia stato rifiutato, poiché esso dovrebbe essere rispettato secondo tutti e tre i modelli alternativi; 4) di conseguenza, ipotizziamo che la mancata accettazione del vincolo rifletta probabilmente multicollinearità, errori di misurazione e la possibile omissione di qualche importante variabile (comprese variabili ritardate).

Sulla base di queste considerazioni, concludiamo che i risultati della tabella 1, e in particolare delle regressioni vincolate 1.5 e 1.8, nonostante un adattamento leggermente peggiore della 3.1 e 3.2, costituiscono al momento la migliore descrizione del comportamento del consumo del settore privato nell'economia italiana e dell'effetto della politica fiscale su tale variabile.

6. Le determinanti del risparmio nazionale

Il nostro obiettivo in questo paragrafo conclusivo è di utilizzare i risultati del paragrafo 5 per cercare di far luce sul fenomeno degli eccezionali mutamenti del risparmio nazionale negli ultimi trenta anni ed in particolare sul ruolo svolto dalla politica fiscale nello spiegare il comportamento di tale variabile.

Ciò può essere fatto trasformando l'equazione (11) in una funzione del risparmio:

$$(16) \quad S_T = (1-a) Y_d - (1-f) DEF - b W - [c + (g - g') r^*] D + \\ - (g' - a + f) rD$$

Vincolando i coefficienti sul debito e sul tasso reale ad essere uguali a zero, come giustificato dalle loro *t*-statistiche nella tabella 1, e sostituendo le stime dell'equazione 1.8 per i restanti coefficienti, otteniamo il valore stimato di S_T , \hat{S}_T :

$$(17) \quad \hat{S}_T = -0,024 + 0,368 Y_d - 0,813 DEF^m - 0,044 W$$

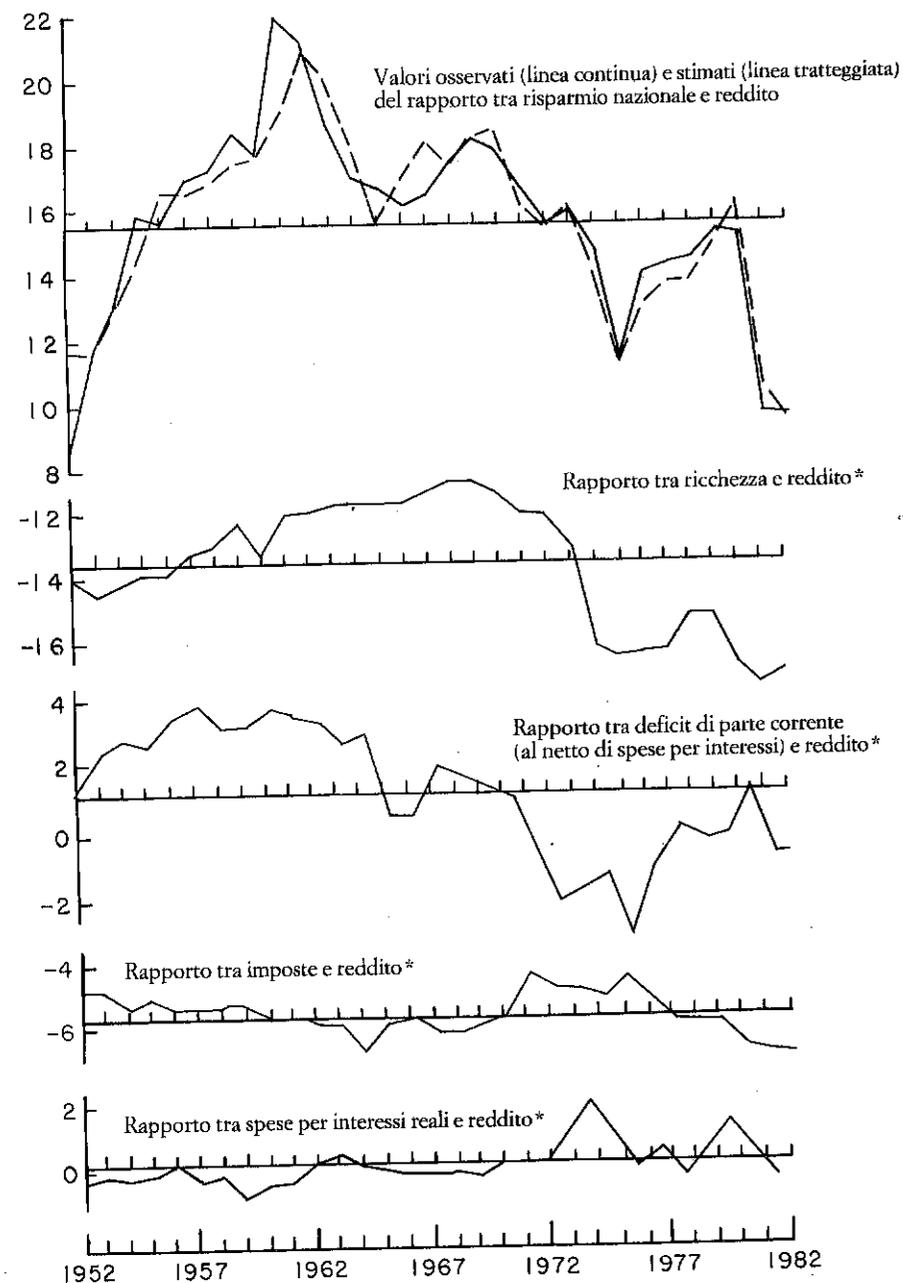
Facendo uso delle identità $Y_d = NNP - T + rD$ e $DEF^m = C_g^m + -T + rD$, e dividendo per NNP, otteniamo la seguente espressione per il tasso stimato del risparmio nazionale:

$$(18) \quad \hat{S}_T/NNP = 10,368 - 0,368 T/NNP - 0,813 (C_g^m - T)/NNP + \\ - 0,044 W/NNP - 0,445 rD/NNP - 0,024/NNP.$$

L'equazione (18) indica che se i consumi pubblici aumentano dell'1% del NNP, e le imposte vengono mantenute costanti, l'aumento del deficit causa una riduzione del tasso di risparmio dello 0,81%. Invece, un aumento del deficit di un punto percentuale, causato da una diminuzione delle imposte, per un dato livello dei consumi pubblici, riduce il tasso di risparmio dello 0,44%, perché il maggiore assorbimento di risorse da parte del governo è in parte annullato da un maggior flusso di risparmio privato, causato dall'aumento del reddito disponibile.

Nella figura 3 presentiamo il grafico del tasso di risparmio osservato e stimato, quest'ultimo sulla base dell'equazione (18). Riporiamo inoltre i valori delle variabili esplicative, ciascuna moltiplicata per il suo coefficiente di regressione (va notato che tutte le variabili sono espresse come percentuali di NNP). Il grafico mostra l'ampiezza e l'andamento delle oscillazioni del tasso di risparmio durante i trent'anni del nostro campione: le fluttuazioni di questa variabile che da un valore iniziale di 8,5 raggiunge un valore massimo di 22, per poi ridiscendere ad un valore terminale di 9,5, sono davvero notevoli, specialmente alla luce del fatto che il tasso di risparmio è stato a lungo considerato come una caratteristica stabile dell'economia di un paese, ad eccezione di fluttuazioni di breve periodo di carattere puramente ciclico.

FIGURA 3



* Moltiplicato per il rispettivo coefficiente dell'equazione (18).

La parte inferiore della figura 3 e la tabella 4 evidenziano le forze che, secondo la nostra analisi, hanno causato queste ampie oscillazioni. Esse cioè mostrano come ognuna delle variabili indipendenti dell'equazione (18) contribuisca alle fluttuazioni del tasso di risparmio, che è la somma delle singole serie, eccetto per un errore residuo.

Il decennio 1953-63 è stato caratterizzato da una notevolissima crescita del tasso di risparmio (circa 7 punti percentuali). La nostra equazione riesce a spiegare quasi la metà di questo aumento in termini della diminuzione del rapporto ricchezza-reddito. A sua volta, tale diminuzione riflette una crescita del reddito di molto superiore a quella della ricchezza, che ha indotto il settore privato ad aumentare il tasso di risparmio nel tentativo di ripristinare una relazione normale tra ricchezza e reddito. Le variabili fiscali giocano invece un ruolo assai marginale, perché l'effetto positivo e combinato della diminuzione del deficit e del declino della spesa reale per interessi (per un ammontare totale dell'1% del NNP) è stato esattamente bilanciato dall'effetto dell'aumento della spesa finanziata con imposte (-0,95), che ha ridotto il reddito disponibile e il risparmio. Un ulteriore importante contributo deriva dal cosiddetto effetto "assoluto" del reddito, riflesso nel valore positivo della costante nell'equazione 1.8: il suo impatto sul tasso di risparmio è presentato nella colonna (6) della tabella 4. Questo effetto era un tempo considerato come il solo elemento sistematico in grado di

TABELLA 4 (*)

DECOMPOSIZIONE DELLE VARIAZIONI DEL SAGGIO DI RISPARMIO NAZIONALE

Periodi	Valori osservati	$\frac{W}{NNP}$	$\frac{C^p - T}{NNP}$	$\frac{rD}{NNP}$	$\frac{T}{NNP}$	$\frac{1}{NNP}$	Errore	$\frac{I_p}{NNP}$	$\frac{I_G}{NNP}$	$\frac{NL}{NNP}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
53-63	6,89	2,71	0,34	0,66	-0,95	2,82	1,31	6,86	-0,16	0,19
63-70	-0,73	0,34	-1,55	-0,34	0,13	0,99	-0,30	-3,59	0,12	2,74
70-82	-8,28	-5,57	-1,89	-0,42	-1,29	0,43	0,46	-6,37	1,20	-3,11

(*) Ciascuna variabile nelle colonne da (2) a (6) è moltiplicata per il suo coefficiente nell'equazione (20).

I_p = investimenti netti del settore privato;
 I_G = investimenti netti del settore pubblico;
 NL = investimenti netti all'estero.

influenzare il tasso di risparmio: più ricco il paese, più elevato il tasso di risparmio. I modelli che negli anni '50 e primi anni '60 sostituirono la originaria funzione del consumo keynesiana, quali l'ipotesi del ciclo vitale e quella del reddito permanente, invece, implicavano indipendenza tra il tasso di risparmio e il livello assoluto del reddito, almeno a un livello macroeconomico. Questo a sua volta richiederebbe una intercetta nulla e nessun effetto nella colonna (6). Di fatto, la gran parte dei nostri risultati mostra un'intercetta relativamente piccola (tra 1/20 ed 1/25 della media del consumo pro capite). Nondimeno, per il periodo iniziale, la costante dà un contributo piuttosto rilevante alla variazione del tasso di risparmio. Siamo tuttavia inclini a pensare che la "vera" costante assuma un valore intorno allo zero, e che l'effetto misurato nella colonna (6) rifletta un errore di specificazione, che si spera non abbia conseguenze serie sulle stime degli altri parametri.

Nel secondo periodo (1963-73), il saggio di risparmio inizialmente declina in seguito alla stretta monetaria del 1964. Nella seconda metà del decennio aumenta nuovamente, ma in generale non mostra più un *trend* ben definito, dal momento che i cambiamenti nei vari elementi causali sono di piccola entità e spesso si elidono a vicenda. L'effetto ricchezza è quasi nullo, poiché la crescita del reddito, in media piuttosto moderata, è compatibile con uno stabile rapporto ricchezza-reddito. Allo stesso tempo il *surplus* del settore pubblico (al netto dei pagamenti per interessi) diminuisce dal 3,2% del prodotto nazionale nel 1963 all'1,3% nel 1970. Ciò risulta dal fatto che l'aumento della spesa e degli interessi è compensato solo in parte da un aumento delle imposte. Pertanto l'effetto complessivo delle variabili fiscali sul saggio di risparmio è quello di ridurlo di oltre 1,5 punti percentuali.

Ma è durante il periodo più recente (1970-82), dopo l'aumento del salario reale rispetto alla produttività a partire dal 1970, che il saggio di risparmio inizia una drammatica caduta di oltre 8 punti percentuali. Secondo la nostra equazione, la causa principale, che spiega circa i due terzi di questa caduta, sembra essere stata l'aumento del rapporto ricchezza-reddito, che riflette una decelerazione della crescita del reddito, e, in una certa misura, anche gli ingenti guadagni in conto capitale sullo *stock* di abitazioni residenziali nel 1973-74 e sul mercato azionario nel 1980. Per il rimanente terzo, il declino del risparmio può essere principalmente attribuito all'effetto della politica fiscale, ed è causato da un notevole aumento della spesa (dal 15% del NNP del 1970 al 19% del 1982), il cui effetto è stato amplificato dal fatto che l'aumento delle imposte ha compensato soltanto i due terzi di quell'au-

mento. La conseguenza è che anche il deficit è aumentato di 2,3% del NNP, contribuendo alla caduta del tasso di risparmio nella misura dell'1,9%.

Considerando l'attenzione che è stata data al problema del deficit in anni recenti, e alla luce delle stime comunemente riportate di tale deficit, che raggiunge un valore massimo del 18% del NNP nel 1982, può apparire sorprendente che la crescita del nostro deficit nell'ultimo decennio è soltanto del 2,3%. Inoltre anche questo aumento è dovuto non tanto a un forte disavanzo quanto alla scomparsa del precedente *surplus* del settore pubblico. La spiegazione è che la gran parte del deficit che è al centro del pubblico dibattito rappresenta finanziamento della spesa in conto capitale e acquisizione di titoli finanziari e, a partire dalla metà degli anni '70, l'aumento della spesa per gli interessi nominali. Nessuna di queste componenti è inclusa nella nostra misura, che è la differenza tra la spesa pubblica e le imposte al netto dei trasferimenti ($C_g^m - T$). Occorre inoltre notare che la nostra misura del deficit esclude anche la spesa per interessi reali che, comunque, è tipicamente piccola (e persino negativa) nonostante il rapporto crescente tra debito e reddito.

Si deve riconoscere che una porzione dell'aumento del deficit che (secondo le fonti ufficiali) finanzierebbe la formazione di capitale potrebbe, come abbiamo già suggerito, coprire spese che dovrebbero essere più correttamente trattate come spese correnti, come le perdite delle imprese a partecipazione statale. Nella misura in cui ciò è vero, e tenendo conto del fatto che probabilmente questi trasferimenti sono aumentati negli anni '70, i nostri calcoli sottostimano il vero deficit e la diminuzione del risparmio nazionale, così come pure il contributo dei deficit pubblici a questa diminuzione. Purtroppo, nonostante il fatto che abbiamo un forte sospetto che i veri effetti negativi del bilancio pubblico siano sottostimati, non ci sono elementi per valutare l'entità dell'errore.

Il risparmio nazionale è la fonte di risorse che finanzia investimenti privati e pubblici ed esportazioni di capitale. È interessante analizzare come le fluttuazioni del tasso di risparmio abbiano influenzato questi usi alternativi e, in particolare, quanto abbiano contribuito alle variazioni di quella componente critica costituita dagli investimenti privati.

Per rispondere a questa domanda abbiamo tracciato il grafico delle tre principali componenti come percentuali del NNP, insieme al tasso di risparmio (Figura 4), e presentiamo nelle colonne (8), (9), (10) della tabella 4 la decomposizione delle tre serie nei tre sottoperiodi.

Durante il primo periodo, notiamo che la crescita nel risparmio è completamente riflessa nella corrispondente crescita dell'investimento privato: in altre parole, il *boom* degli investimenti durante il miracolo economico fu finanziato dall'elevato e crescente tasso di risparmio privato, aiutato da un'austera politica fiscale e senza significativo ricorso a capitali esteri. Con la riduzione della crescita del reddito dopo i primi anni '60 e la caduta degli investimenti privati, l'utilizzazione degli ancora elevati tassi di risparmio si spostò in larga misura dal finanziamento degli investimenti interni al finanziamento delle esportazioni di capitali, soprattutto alla fine degli anni '60.

Infine, nel periodo più recente, la marcata riduzione del risparmio, insieme con un ulteriore aumento dell'investimento pubblico, ha comportato un sostanziale effetto di spiazzamento dell'investimento privato (da una media del 17% del NNP nei primi anni '60, ad una media di 7,8% negli ultimi due anni), nonostante un certo sostegno risultante da un moderato afflusso di capitali esteri, all'inizio degli anni '80.

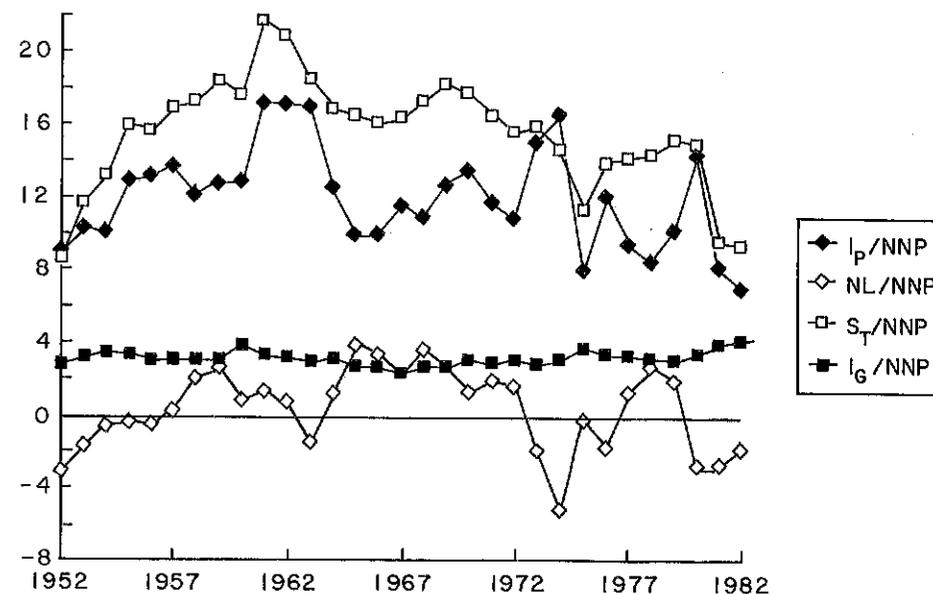
7. Conclusioni

L'ipotesi Ricardiana di Neutralità implica che, per un dato livello di consumi pubblici, la scelta tra prendere a prestito e tassare non ha alcuna conseguenza economica. Per motivi molto diversi, i proponenti della correzione per l'inflazione della contabilità nazionale giungono alla stessa conclusione, e cioè che i recenti disavanzi non sono preoccupanti per le autorità di politica economica: ciò in quanto, una volta corretti per l'inflazione, tali disavanzi non sono in realtà molto elevati.

In contrasto con l'ipotesi Ricardiana di Neutralità abbiamo dimostrato che l'effetto ricchezza derivante dal debito pubblico è notevole, e che i disavanzi pubblici sono importanti, in quanto riducono il risparmio nazionale quasi nella stessa misura. In particolare, la crescita del deficit di quasi il 4% del NNP a partire dai primi anni '60 ha ridotto il saggio di risparmio nazionale di circa il 3,4%, su un declino totale di quasi 9 punti percentuali. La crescita del deficit non è così grande come comunemente si considera, poiché noi stimiamo, in accordo anche con studi precedenti, che quando il deficit è corretto per la spesa in conto capitale e per l'inflazione, la sua entità, sebbene apprezzabile, è piccola se confrontata con l'ammontare del deficit non corretto, che viene generalmente menzionato nel pubblico dibattito. Da un punto di vista

FIGURA 4

SAGGIO DI RISPARMIO DELL'ECONOMIA (S_T/NNP), E SUA DECOMPOSIZIONE IN SAGGIO DI INVESTIMENTO PRIVATO (I_p/NNP), SAGGIO DI INVESTIMENTO PUBBLICO (I_G/NNP) E SAGGIO DI INVESTIMENTO NETTO ALL'ESTERO (NL/NNP) *



economico, la correzione dei deficit per l'inflazione è appropriata solo se le scelte di consumo sono principalmente influenzate dagli interessi reali e non da quelli nominali. Abbiamo quindi tentato di sottoporre a verifica l'effetto sul consumo di quella parte degli interessi che sono controbilanciati dalla perdita di potere d'acquisto dovuta all'inflazione. Purtroppo, però, non siamo stati in grado di rifiutare né l'ipotesi di completa razionalità né quella di completa illusione monetaria. Ciò può essere dovuto al fatto che il nostro *test* non riesce a distinguere tra la reazione di un consumatore razionale alle oscillazioni di breve periodo nel reddito da interessi reali e quella di un consumatore irrazionale, affetto da illusione monetaria, alla componente da inflazione del tasso di interesse nominale. Ci auguriamo che ulteriori ricerche possano contribuire al chiarimento di questo problema.

F. MODIGLIANI - T. JAPPELLI - M. PAGANO

Post scriptum. Al momento in cui questo lavoro stava per essere dato alle stampe, il Professor Luigi Spaventa ci ha informato della recente pubblicazione di dati sul debito del settore pubblico e dei depositi bancari di tale settore per gli anni 1960-83 (Fonte: *L'Indebitamento del Settore Pubblico in Italia: Evoluzione, Prospettive e Problemi*, Rapporto alla Quinta Commissione della Camera dei Deputati, 1985, Tavola 3). Le due serie, che il Professor Spaventa ci ha gentilmente fornito, permettono una misurazione del debito pubblico certamente più accurata di quella da noi utilizzata e presentata nella tabella 5, perché evitano di dover ricorrere a stime per gli anni 1960-75 e permettono di depurare il debito pubblico delle attività che il settore pubblico detiene presso le banche. Abbiamo perciò stimato nuovamente tutte le regressioni dove appariva la serie del debito pubblico, utilizzando i nuovi dati: i risultati da noi ottenuti sono molto simili a quelli riportati nel paragrafo 5. La sola differenza di rilievo è che il coefficiente sul debito pubblico risulta più alto nella regressione 1.3 (0,07 invece che 0,02).

APPENDICE STATISTICA

1. *Consumo* (C_p): è definito come consumi finali del settore privato. La variabile include i consumi di beni durevoli, anche se in teoria dovrebbe comprendere soltanto il flusso di servizi dei beni durevoli in ciascun anno. Purtroppo le statistiche italiane non forniscono nessuna serie per questa variabile (Fonte: OECD, National Accounts).

2. *Ricchezza* (W): è definita come somma dello *stock* di capitale posseduto dal settore privato e della ricchezza finanziaria netta delle famiglie all'inizio di ciascun anno. Lo *stock* di capitale include il patrimonio abitativo, ma non lo *stock* di beni durevoli. La ricchezza finanziaria netta comprende lo *stock* di azioni, depositi, obbligazioni, riserve matematiche delle compagnie di assicurazione, circolante e debito pubblico. Lo *stock* di azioni è valutato ai valori di mercato, ma il debito pubblico è valutato ai valori nominali. Informazioni su come ciascuna serie è stata definita e costruita sono riportate di seguito:

2.1 *Ricchezza finanziaria netta*: comprende tutti i titoli finanziari posseduti dalle famiglie, ad eccezione delle azioni. Dal 1964 al 1982, la fonte utilizzata è quella delle statistiche finanziarie pubblicate nel Rapporto Annuale della Banca d'Italia, Appendice Statistica (nel seguito BI). Prima del 1964, abbiamo ipotizzato che la serie fosse proporzionale a quella delle attività finanziarie dell'economia.

2.2 *Azioni*: dal 1950 e fino al 1974 la Banca d'Italia ha pubblicato una serie sullo *stock* di azioni possedute dalle famiglie e dalle imprese (al netto delle duplicazioni). La serie era valutata ai valori di mercato moltiplicando il valore nominale del totale dello *stock* per un indice di conversione ottenuto come rapporto tra valore di mercato e valore nominale di un piccolo campione di imprese quotate in Borsa (Fonte: BI). A partire dal 1975 il campione è stato modificato in modo da includervi tutte le imprese quotate sulla Borsa di Milano, poiché ci si accorse che il vecchio campione sottostimava il valore dello *stock* complessivo. Il cambiamento nel metodo di stima ha però causato un "salto" nella serie relativa allo *stock* complessivo di azioni. Per fare un esempio, nel 1975 la vecchia serie ha un valore di 11.478 miliardi, mentre la nuova serie ha un valore di 27.275 miliardi. Per evitare questo "salto" spurio, la vecchia serie è stata riproporzionata in modo da ottenere il valore di 27.275 nell'anno 1975. Un ulteriore problema scaturisce dal fatto che la serie che va considerata nel computo della ricchezza è quella relativa al valore dello *stock* di azioni possedute dalle famiglie (e non anche dalle imprese). Informazioni a proposito di quest'ultima serie esistono soltanto a partire dal 1978. Negli anni precedenti abbiamo quindi dovuto ipotizzare che lo *stock* di azioni possedute dalle famiglie sia stato una proporzione costante dello *stock* di azioni possedute dalle famiglie e dalle imprese (avendo corretto quest'ultimo nel modo sopra spiegato).

2.3. *Debito pubblico* (D): comprende il debito del settore pubblico al netto dei debiti verso l'estero e dei debiti del settore pubblico nei confronti della Banca d'Italia (Fonte: BI). Quest'ultimo è stato escluso perché in Italia i conti della Banca d'Italia e del settore pubblico non sono consolidati. Prima del 1974 l'unica serie disponibile sul debito pubblico era quella del debito del solo settore statale; dal 1975 la Banca d'Italia pubblica una serie del debito del settore pubblico (settore statale e amministrazioni locali). Poiché è quest'ultima serie quella che, in ultima analisi, valuta l'ammontare del debito detenuto dal settore privato, abbiamo riproporzionato la serie del debito del settore statale in modo da far coincidere il valore del 1975 con quello della serie del debito del settore pubblico. L'ipotesi è cioè che l'andamento della crescita del debito del settore pubblico (non osservabile prima del 1975) possa essere ragionevolmente approssimato dall'andamento della serie del debito del solo settore statale. Altre ricerche sul debito pubblico in Italia hanno fatto riferimento alla serie del debito del settore statale (per un esempio, cfr. Spaventa, 1984). Abbiamo deciso di scartare questa soluzione perché, a partire dal 1976, l'amministrazione centrale dello Stato ha assorbito rapidamente la maggior parte del debito di altre amministrazioni (soprattutto enti locali e ospedali).

2.4. *Patrimonio edilizio residenziale*: dal 1970 in poi la serie ci è stata gentilmente messa a disposizione da E. Lecaldano dell'Ufficio Studi della Banca d'Italia. Per gli anni precedenti il 1970, la serie è stata costruita utilizzando dati

sugli investimenti e ammortamenti nel settore delle abitazioni ed il deflatore implicito degli investimenti in abitazioni, e facendo uso della seguente relazione:

$$\begin{aligned} V_{t-1} &= P_{t-1} H_{t-1} = V_t (P_{t-1}/P_t) - P_{t-1} (H_t - H_{t-1}) = \\ &= V_t (P_{t-1}/P_t) - P_{t-1} I_{t-1} + P_{t-1} D_{t-1} \end{aligned}$$

dove:

- V_t = stock di abitazioni nel periodo t a prezzi correnti;
 H_t = stock di abitazioni nel periodo t in termini reali;
 P_{t-1}/P_t = deflatore implicito degli investimenti in abitazioni;
 I_{t-1} = investimento reale in abitazioni tra il periodo t-1 ed il periodo t;
 D_{t-1} = ammortamento reale dello stock di abitazioni tra il periodo t-1 ed il periodo t.

L'identità descritta è stata applicata recursivamente in modo da derivare successivamente V_{1969} , V_{1968} , ecc. a partire dal valore terminale di V_{1970} .

3. *Prodotto nazionale netto* (NNP): include gli utili d'impresa non distribuiti ma non i trasferimenti per interessi dal settore pubblico a quello privato (Fonte: OECD, National Accounts).

4. *Spese per interessi netti* (RD): sono definite come differenza tra entrate e spese per interessi del settore pubblico (Fonte: per gli anni 1952-82, Annuario di Contabilità Nazionale; per gli anni 1980-82, BI). La spesa per interessi non è stata corretta per gli interessi pagati dal settore pubblico alla Banca d'Italia (per una discussione su questo punto, cfr. Spaventa, 1984).

5. *Imposte e consumi pubblici*: imposte dirette, imposte indirette e consumi pubblici (C_g^m) sono tratte dai National Accounts dell'OECD per il periodo 1963-82, e dall'Annuario di Contabilità Nazionale, ISTAT, per il periodo 1952-62. Le imposte indirette sono al netto dei sussidi, i trasferimenti al settore privato non comprendono i trasferimenti netti dall'estero.

6. *Esportazioni*: Fonte: OECD, National Accounts.

7. *Deflatore dei consumi privati*: Fonte: OECD, National Accounts.

8. *Tasso di interesse*: tasso a medio termine sui titoli pubblici (Fonte: IMF, riga 61b).

9. *Tasso di cambio lira/dollaro*: Fonte: IMF, riga ae.

10. *Popolazione*: stime infrannuali. La serie non è stata rettificata con i dati dell'ultimo censimento (Fonte: United Nations Demographic Yearbook).

Tutte le serie utilizzate nelle regressioni sono state deflazionate e divise per la popolazione. Nella tabella 5 presentiamo tutte le variabili più importanti utilizzate per le stime (in miliardi di lire e prezzi 1970), il deflatore dei consumi privati e la popolazione (in migliaia), per il periodo 1952-82. Ricchezza (W) e debito pubblico (D) sono dati di inizio periodo, e cioè corrispondono ai valori dell'anno precedente nelle fonti citate. Il deficit di parte corrente ($DEF^m - pD$) non è esattamente uguale a $(C_g^m + rD - T)$, come dall'identità (5), perché il deficit misurato comprende anche delle partite minori, come trasferimenti netti all'estero e reddito da capitale ricevuto dalle amministrazioni pubbliche.

F.M. - T.J. - M.P.

DATI USATI NELLE STIME

	C	NNP	T	W	D	RD	DEF ^{pm} -pD	C _g	Declamazione	Popolazione
1952	14281,2	17909,8	2357,4	55665,3	6869,9	234,7	24,0	2420,8	1,71	47666
1953	15167,1	19500,3	2606,3	62531,1	7835,6	227,8	314,9	2482,3	1,68	47937
1954	15400,4	20339,1	2977,3	63492,5	8608,1	309,2	387,7	2696,0	1,64	48299
1955	16051,1	21844,2	3039,6	66534,2	9218,8	325,7	379,7	2820,3	1,59	48635
1956	16812,8	22724,6	3321,6	68032,3	9668,9	350,5	613,0	2945,3	1,52	48920
1957	17505,7	23941,6	3530,7	71023,2	10183,1	343,4	792,7	3075,4	1,49	49181
1958	18200,5	25199,7	3615,0	72644,4	10342,5	410,3	648,5	3299,5	1,46	49475
1959	19107,7	26939,6	3948,3	76866,0	11439,0	438,2	877,8	3805,7	1,45	50198
1960	20684,0	28884,5	4444,1	84056,4	12717,1	455,0	1018,4	4667,2	1,43	50523
1961	22706,9	33926,9	5284,8	90931,6	12642,2	455,0	-1016,9	5128,0	1,35	50843
1962	24329,1	36184,3	5752,2	93424,8	12740,7	450,9	-829,8	5836,2	1,26	51198
1963	26584,4	38679,4	6167,7	96351,2	12542,7	408,6	-1064,5	6284,3	1,21	51600
1964	27466,1	40236,0	7447,6	101908,1	12152,6	397,8	249,1	6885,1	1,16	51987
1965	28362,0	41874,9	6762,8	107834,1	12390,8	453,3	309,9	7126,4	1,13	52332
1966	30393,4	44239,1	6902,5	113349,9	13835,5	514,6	517,5	7374,4	1,10	52667
1967	32636,5	47320,6	8020,2	117721,5	15931,8	583,3	-312,3	7922,6	1,08	52987
1968	34325,2	50628,6	8546,2	124627,4	16449,3	704,6	71,4	8345,9	1,05	53317
1969	36586,9	54328,9	8689,4	131260,3	18056,1	772,9	-116,0	8664,0	1,00	53661
1970	39371,0	57995,0	9054,0	143242,0	18139,0	633,0	1308,5	10051,1	0,95	54005
1971	40526,5	59738,9	8843,0	154304,2	21516,5	803,5	2771,8	10753,4	0,89	54411
1972	41903,1	61459,9	8225,5	160066,3	21516,5	1024,0	2804,7	11006,0	0,79	54912
1973	44366,7	65019,8	8763,2	171008,8	23628,0	1240,9	2756,1	10939,3	0,65	55413
1974	45342,2	65443,4	9238,3	196911,5	22635,2	1614,0	4929,9	10771,1	0,56	55830
1975	44821,6	62053,0	7336,8	196890,1	21857,0	2302,0	3771,3	10895,6	0,47	56168
1976	46359,1	65786,4	9331,4	206443,5	23819,9	2837,8	3233,8	11552,9	0,40	56461
1977	47014,6	67464,4	10867,5	211703,1	23263,2	3204,7	4455,2	12445,7	0,35	56710
1978	48295,7	70118,1	11309,4	221702,1	29223,8	4020,7	4435,2	13461,1	0,31	56910
1979	50674,8	74366,5	12106,7	231702,1	34088,5	4152,7	3472,2	14192,7	0,26	57070
1980	53120,0	77683,3	14059,1	229534,6	36104,5	4650,0	6351,2	15651,6	0,21	57200
1981	53647,2	76053,0	14259,1	252016,7	36208,1	5476,6	7433,1	15915,1	0,18	57330
1982	53677,3	76305,4	14579,6	252861,4	37883,2	6644,5				

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- BARRO, ROBERT J., "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy*, dicembre 1974, 6, 1095-1117.
- BARSKY, ROBERT, GREGORY MANKIW e STEVE ZELDES, "Ricardian Consumers with Keynesians Propensities", *NBER Working Paper* No. 1400, Luglio 1984.
- BLANCHARD, OLIVIER J., "Debt, Deficits e Finite Horizons", *Journal of Political Economy*, aprile 1985, 2, 223-247.
- BUIER, WILLIAM e JAMES TOBIN, "Debt Neutrality: a Brief Review of Doctrine e Evidence", Chapter 2 in *Social Security versus Private Saving*, (a cura di) George M. von Furstenberg, Series on Capital Investment e Saving, vol. 1 (Cambridge, Massachusetts, 1979), 39-63.
- CUKIERMAN, ALEX e JORGEN MORTENSEN, "Monetary Assets and Inflation Induced Distorsions of the National Accounts - Conceptual Issues and Correction of Sectoral Income Flows in 5 EEC Countries", *Economic Papers of the BEC*, giugno 1983, no. 15.
- FELDSSTEIN, MARTIN S., "Government Deficit and Aggregate Demand", *Journal of Monetary Economics*, gennaio 1982, 9, 1-20.
- FISCHER, STANLEY e FRANCO MODIGLIANI, "Towards an Understanding of the Real Effects and Costs of Inflation", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1978, 114, 810-833.
- FRASCA F., NICOLA ROSSI, EZIO TARANTELLI, CARLO TRESOLDI e IGNAZIO VISCO, "La funzione del consumo in Italia", Banca d'Italia, Roma, 1979.
- HENDRY, D.F. e T. VON UNGERN-STERNBERG, "Liquidity and Inflation Effects on Consumers' Behaviour" in A. Deaton (a cura di) *Essays in the Theory and Measurement of Consumers' Behaviour*, Cambridge University Press, 1981.
- JUMP, GREGORY V., "Interest Rates, Inflation Expectations and Spurious Elements in Measured Real Income and Saving", *American Economic Review*, 1980, 990-1004.
- KOCHIN, LEWIS A., "Are Future Taxes Anticipated by Consumers?", *Journal of Money, Credit and Banking*, agosto 1974, 6, 385-94.
- KORMENDI, ROGER C., "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behaviour", *American Economic Review*, dicembre 1983, 73, 994-1010.
- LECALDANO SASSO LA TERZA, EDOARDO, GIUSEPPE MAROTTA e RAINER MASERA, "Consumo, risparmio e tasso di interesse: la correzione per l'inflazione", in *Moneta ed Economia Nazionale*, Cassa di Risparmio di Torino, 1984, 75-99.
- MAROTTA, GIUSEPPE, "Un'indagine econometrica sui consumi privati in Italia, 7102-8004", in *Ricerche sui modelli per la politica economica*, Vol. 1, Banca d'Italia, 1983, 127-158.
- MODIGLIANI, FRANCO, "The Economics of Public Deficits", lavoro presentato alla Pinhas Sapir Conference on Development in Memory of Abba P. Lerner, Tel Aviv University, maggio 1984.
- MODIGLIANI, FRANCO, "Measuring the Contribution of Intergenerational Transfers to Total Wealth", in *Proceedings of Modelling the Accumulation and Distribution of National Wealth*, Parigi, settembre 1984.
- MODIGLIANI, FRANCO e ARLIE STERLING, "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior: a Critique of Kormendi", di prossima pubblicazione.
- O'DRISCOLL, GERALD P. Jr., "The Ricardian Non Equivalence Theorem", *Journal of Political Economy*, 1977, 85, 207-210.
- ROSSI, NICOLA e FABIO SCHIANTARELLI, "Modelling Consumer's Expenditure Italy 1965-77", *European Economic Review*, marzo 1982, 17, 371-391.
- ROSSI, NICOLA, EZIO TARANTELLI e CARLO TRESOLDI, "The Consumption Function in Italy", Paper presented at the International Economic Association Conference on *The Determinant of National Saving and Wealth*, Bergamo 1980.

- SEATER, JOHN J., "Are Future Taxes Discounted?", *Journal of Money, Credit and Banking*, agosto 1982, 14, 376-389.
- SIEGEL, JEREMY J., "Inflation Induced Distorsions in Government and Private Savings Statistics", *Review of Economics and Statistics*, febbraio 1979, 61, 83-90.
- SPAVENTA, LUIGI, "La crescita del debito pubblico in Italia: evoluzione, prospettive e problemi di politica economica", in questa *Rivista*, settembre 1984, 147, 251-284.
- STERLING, ARLIE, *Public Debt and Private Wealth: the Role of Anticipated Taxes*, PhD Dissertation, Department of Applied Economics, M.I.T., 1985.
- TANNER, ERNEST J., "An Empirical Evidence on the Short Run Real Balance Effect in Canada", *Journal of Money, Credit and Banking*, novembre 1970, 2, 473-85.
- TANNER, ERNEST J., "An Empirical Investigation on Tax Discounting", *Journal of Money, Credit and Banking*, maggio 1979, 11, 214-18.
- YAWITZ, J.B. e MAYER L.H., "An Empirical Test of the Extent of Tax Discounting", *Journal of Money, Credit and Banking*, maggio 1976, 247-54.