

L'impatto della politica fiscale e dell'inflazione sul risparmio nazionale: un commento*

1. Introduzione

La crescente preoccupazione circa le tendenze della finanza pubblica in Italia ha fatto sì che l'attenzione di alcuni studiosi si concentrasse sul tema degli effetti del *deficit* pubblico e in particolare sulla validità empirica della cosiddetta ipotesi ricardiana di neutralità (Barro, 1974) la quale afferma che, dato il livello della spesa pubblica, la scelta fra prelievo fiscale e finanziamento in *deficit* non ha alcuna influenza sull'allocazione intertemporale del consumo.

In particolare, Modigliani, Jappelli e Pagano (1985) e Modigliani e Jappelli (1987) (rispettivamente indicati come MJP e MJ in quel che segue) hanno condotto un approfondito esame dell'evoluzione del risparmio in Italia a partire dal 1860 che ha permesso loro di rifiutare l'ipotesi ricardiana di neutralità. Con riferimento al periodo più recente, MJP (p. 154) concludono 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». Sul fronte opposto, Onofri (1987) e Nicoletti (1988), facendo anch'essi riferimento al periodo più recente, hanno offerto evidenza empirica non trascurabile a favore della ipotesi secondo cui il debito pubblico non avrebbe alcun impatto sul consumo privato e il *deficit* pubblico sarebbe, presto o tardi, compensato da un addizionale risparmio privato di pari ammontare.

La presenza di un'ambigua (se non contraddittoria) evidenza empirica su di una ipotesi cruciale dal punto di vista macroeconomico non è certamente una novità e non può destare particolare sorpresa. Ciò che in questo caso è sorprendente, invece, è che l'insieme informativo alla base

* Il presente lavoro è stato condotto nell'ambito del Progetto Finalizzato del Consiglio Nazionale delle Ricerche sulla "Struttura ed Evoluzione della Economia Italiana" (contratto n. 86.01347.53). Vorrei ringraziare Franco Modigliani, Tullio Jappelli e Marco Pagano che mi hanno gentilmente concesso la loro banca dati e Giuseppe Nicoletti per i suoi utili commenti a una precedente versione di questo lavoro.

delle conclusioni degli autori citati è, in larga misura, lo stesso.¹ Ovviamente, risultati contrastanti ma derivanti, pressoché integralmente, dalla stessa evidenza non possono non far sorgere dubbi sostanziali sulla sottostante metodologia econometrica, al di là di altri (e più fondamentali) che quella stessa metodologia ha sollevato.

Facendo riferimento all'esperienza italiana più recente così come interpretata nel lavoro di Modigliani, Jappelli e Pagano (1985), la presente nota suggerisce che, fortunatamente, i risultati contraddittori di cui sopra sono da imputarsi non alla metodologia ma alle modalità del suo utilizzo. In particolare, l'ambiguità nei risultati è, in larga misura, dovuta a un non appropriato trattamento della dinamica in MJP (nonché in MJ). Se, al contrario, una diversa (e più corretta) strategia di ricerca viene adottata, non è difficile concludere che tutta l'evidenza disponibile sembra largamente sostenere l'ipotesi ricardiana di neutralità.

Va sottolineato che, nell'opinione di chi scrive, questo risultato non va inteso come una positiva verifica empirica di un comportamento "ultrarazionale" degli individui. Risulta infatti sempre più evidente che il contenuto informativo dei dati aggregati è troppo limitato per permettere di discriminare fra ipotesi alternative circa i comportamenti individuali.

Alla luce di quest'osservazione, la presente nota va quindi semplicemente intesa come un'indicazione dei pericoli cui il ricercatore va incontro nel tentativo di valutare ipotesi comportamentali (da cui derivare prescrizioni di politica economica) sulla base di un'applicazione inappropriata della metodologia econometrica a dati peraltro poveri di contenuto informativo.

2. Il modello di riferimento

Facendo riferimento al lavoro di Modigliani e Sterling (1986), l'analisi di MJP descrive le caratteristiche essenziali del comportamento dei consu-

¹ MODIGLIANI, JAPPELLI e PAGANO (1985) considerano dati annuali relativi al periodo 1952-1982. MODIGLIANI e JAPPELLI (1987) estendono all'indietro la precedente banca dati fino al 1862, con la sola eccezione della serie del debito pubblico che è leggermente diversa fino a tutto il 1982. NICOLETTI (1988), il cui lavoro copre otto paesi dell'area OCSE (fra cui l'Italia), considera dati annuali relativi al periodo 1961-1985. ONOFRI (1987) utilizza, invece, dati trimestrali relativi al periodo 1970 (primo trimestre) - 1984 (quarto trimestre). Pertanto tutti i lavori citati considerano la recente esperienza italiana e si basano, sostanzialmente, sullo stesso insieme informativo desunto dalla Contabilità Nazionale. Naturalmente, sono presenti differenze marginali nelle definizioni (per esempio) del consumo o nella stima della ricchezza privata. Ciononostante, le principali differenze fra i lavori citati sono riscontrabili nel trattamento della dinamica (che viene confinata nel termine di errore da Modigliani, Jappelli e Pagano e da Modigliani e Jappelli, mentre viene invece esplicitamente modellata da Onofri e Nicoletti), e nella selezione della forma funzionale (lineare in Modigliani, Jappelli e Pagano e in Modigliani e Jappelli, non lineare in Onofri e Nicoletti).

matori per mezzo della seguente semplice specificazione della funzione del consumo la quale comprende, come casi particolari, alcune ipotesi di particolare interesse:²

$$C_p = \alpha_1 Y_d + \alpha_2 W + \alpha_3 DEF + \alpha_4 D \quad (1)$$

dove C_p indica il consumo aggregato del settore privato, Y_d è il reddito disponibile comprensivo degli interessi reali netti (rD) sullo *stock* in essere di debito pubblico ed è quindi pari alla somma del prodotto nazionale netto (NNP) e degli interessi nominali netti sul debito pubblico (RD) meno le perdite in conto capitale sul debito pubblico causate dall'inflazione (pD) e le imposte al netto dei trasferimenti (T). W indica la ricchezza di inizio periodo del settore privato (comprensiva del debito pubblico). D denota il debito pubblico di inizio periodo al netto del debito posseduto dalla banca centrale e dal settore estero, DEF è il *deficit* pubblico al netto del guadagno dello Stato dovuto all'inflazione. Infine, i parametri α_i sono parametri aggregati che dipendono dalla struttura per età della popolazione, dalla lunghezza dell'orizzonte temporale degli individui, dal tasso di sconto e dal tasso di interesse.

La funzione del consumo (1) può essere derivata in base a una formulazione tradizionale dell'ipotesi del ciclo vitale del risparmio, in presenza di aspettative statiche circa i flussi futuri di reddito e imposte, e in assenza di processi di aggiustamento e di forme di illusione monetaria.

Sotto l'ipotesi ricardiana di neutralità, $\alpha_3 = -\alpha_1$ e $\alpha_4 = -\alpha_2$, talché l'equazione (1) si riduce a:

$$\begin{aligned} C_p &= \alpha_1 (Y_d - DEF) + \alpha_2 (W - D) \\ &= \alpha_1 (NNP - C_g) + \alpha_2 (W - D) \end{aligned} \quad (2)$$

in quanto $(Y_d - DEF) = (NNP + rD - T) - (C_g + rD - T)$.

L'equazione (2) chiarisce che, nel caso di consumatori ultrarazionali, la definizione di reddito rilevante è data dal prodotto nazionale netto al netto dei consumi pubblici (C_g) in quanto il vincolo di bilancio intertemporale degli agenti privati viene a essere definito dal volume di risorse prodotte dell'economia e non appropriate dallo Stato, a prescindere quindi dal fatto che lo Stato acquisti dette risorse via finanziamento in *deficit* o per mezzo del prelievo fiscale.³

² Alla luce delle considerazioni di MJP (p. 148), l'analisi che segue traslascia il tema degli effetti dei pagamenti reali per interessi sul consumo e dell'illusione monetaria. Va sottolineato, però, che i risultati di questa nota non dipendono da questa scelta.

³ MJP tengono conto dei problemi di misurazione della spesa pubblica e del debito nelle statistiche ufficiali per mezzo di una variabile addizionale ($\Delta D - DEF$) il cui contributo nella equazione (1) è però sempre e comunque trascurabile. Pertanto, in quel che segue si assume che i consumi pubblici misurati coincidano con il concetto teorico rilevante e che quindi il debito pubblico sia, nella sua interezza, "a fondo perduto".

Si noti che la (1), così come la (2), impone il vincolo che i coefficienti delle imposte e della spesa pubblica, se considerati separatamente, siano pari a meno il coefficiente del reddito. In altre parole, «quando un'unità aggiuntiva di risorse viene trasferita dal settore privato al governo, sia che ciò avvenga per effetto di una 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» (MJP, p. 134).

La stima dei parametri dell'equazione (1) con i Minimi Quadrati Ordinari su dati annuali relativi al periodo 1952-1982 e con l'aggiunta di un termine costante (α_0) produce i risultati seguenti:⁴

$$C_p = 0.025 + 0.637 Y_d + 0.040 W - 0.190 DEF + 0.018 D$$

(3.84) (32.72) (7.31) (1.86) (0.44)

$$DW = 0.912 \quad \hat{\sigma} = 0.0100 \quad F(2, 26) = 10.696 \quad (3)$$

dove, oltre alle statistiche t (in parentesi), $F(2, 26)$ è, sotto l'ipotesi nulla, una statistica distribuita come $F(., .)$ che verifica congiuntamente le due restrizioni che portano dall'equazione (1) all'equazione (2). Tutte le variabili sono deflazionate e divise per la popolazione.

MJP (p. 141) notano che «l'autocorrelazione dell'errore nell'equazione (3) 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» [corsivo mio], ottenendo:

$$C_p = 0.035 + 0.596 Y_d + 0.047 W - 0.238 DEF + 0.024 D$$

(2.98) (17.75) (7.49) (3.18) (0.48)

$$\hat{\rho} = 0.656 \quad \hat{\sigma} = 0.0081 \quad F(2, 26) = 14.993 \quad (4)$$

(4.66)

dove $F(2, 26)$ è ora una statistica solo approssimativamente distribuita come $F(., .)$ sotto l'ipotesi nulla definita dall'ipotesi ricardiana di neutralità.

Evidentemente, sotto l'ipotesi di corretta specificazione, il coefficiente del deficit (α_3) è significativamente diverso (in valore assoluto) da quello del

⁴ La stima dei parametri delle equazioni (3) e (4) è basata sui dati riportati da MJP nella Tabella 5 (p. 160) e sul successivo "errata corrige" (MODIGLIANI, JAPPELLI e PAGANO 1986). I risultati riproducono con notevole accuratezza (fino al secondo decimale) i risultati originali di MJP riportati nella tabella 1 (p. 142). La stima è stata effettuata per mezzo del PC-TSP, versione 4.1B. Si noti che MJP tendono a concentrare l'attenzione su di una versione leggermente ristretta dell'equazione (4) (in cui $\alpha_4 = 0$) considerandola come «la descrizione più accurata delle determinanti del consumo» (p. 144). Le differenze fra le due stime sono, però, assolutamente trascurabili (per ulteriori dettagli, cfr. MJP, par. 5).

reddito disponibile, in evidente contraddizione con il teorema di Barro. Pertanto MJP concludono che «questi risultati sono nettamente in contrasto con la ipotesi ricardiana di neutralità e sono invece pienamente coerenti con la ipotesi del ciclo vitale» (p. 142). Essi notano, inoltre, che il vincolo sulle componenti del deficit pubblico non è rispettato dalle stime. Essi ammettono che è «impossibile attribuire alcun significato economico al fatto che il vincolo sia stato rifiutato», e, di conseguenza, ipotizzano «che la mancata accettazione del vincolo rifletta probabilmente multicollinearità, errori di misurazione e la possibile omissione di qualche importante variabile (comprese variabili ritardate)» (p. 148). Ciononostante, MJP concludono che i risultati «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» (p. 148) e procedono quindi a utilizzare questi risultati per cercare di far luce sul fenomeno degli eccezionali mutamenti del risparmio nazionale negli ultimi trenta anni» (p. 148).

3. Il trattamento della dinamica⁵

Un quarto di secolo dopo il lavoro ormai classico di Sargan (1964) sulla metodologia econometrica e circa dieci anni dopo l'applicazione di alcuni suoi punti da parte di Hendry e Mizon (1978) al dibattito sulla domanda di moneta in Gran Bretagna, gran parte della ricerca applicata continua a considerare la statistica di Durbin e Watson come esclusivamente relativa a un processo autoregressivo del primo ordine degli errori e non, invece, come a un test più generale di corretta specificazione dinamica. Come si è visto, MJP condividono quest'impostazione. In questo contesto, la strategia di ricerca prevede che, in presenza di un rifiuto dell'ipotesi di errori non autocorrelati, la dinamica venga integralmente relegata nell'ambito del termine stocastico senza passare quindi per la fase di rispecificazione della componente deterministica del modello.

L'approccio appena menzionato è valido, però, solo in presenza di specifiche restrizioni parametriche (*common factor restrictions*) sul sottostante modello generale dinamico. Se queste non sono rispettate, la scorretta specificazione dinamica non può non produrre stime inconsistenti.

Un utilizzo più appropriato della statistica di Durbin e Watson (e, più

⁵ Gli argomenti accennati (senza alcuna pretesa di completezza e di rigore) nel paragrafo che segue sono più compiutamente illustrati in molti recenti testi di econometria. Fra gli altri si vedano HARVEY (1981), SPANOS (1986) e i relativi riferimenti bibliografici fra cui, in particolare, HENDRY, PAGAN e SARGAN (1984).

in generale, di ogni *test* di corretta specificazione) non può non passare, invece, per una rispecificazione del modello alla luce dell'ipotesi di cui si constata la violazione. In breve, nel caso di specie, ciò implica la formulazione e la stima di un modello generale dinamico di ordine m rispetto al quale verificare specificazioni dinamiche ristrette di cui un caso è dato dal modello con errore autoregressivo.

A scopo puramente esemplificativo, si consideri una versione generale dinamica del primo ordine della (1), comprensiva di una intercetta (α_0) e di un termine stocastico (u_t):⁶

$$C_{p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{d,t} + \alpha_2 W_t + \alpha_3 DEF_t + \alpha_4 D_t + \beta_0 C_{p,t-1} + \beta_1 Y_{d,t-1} + \beta_2 W_{t-1} + \beta_3 DEF_{t-1} + \beta_4 D_{t-1} + u_t \quad (5)$$

In presenza delle restrizioni $\beta_i = -\beta_0 \alpha_i$ ($i = 1, \dots, 4$), l'equazione (5) si riduce alla (1) con un errore autoregressivo (con parametro β_0).

La stima del modello generale dinamico del primo ordine e della versione ristretta comprensiva delle quattro restrizioni non lineari appena menzionate permette di costruire il tradizionale *test* del rapporto fra verosimiglianze $\psi(r)$ distribuito sotto l'ipotesi nulla come $\chi^2(r)$.⁷ Nel presente caso $\psi(4) = 29,944$ e il modello con errore autoregressivo risulta decisamente rifiutato dai dati.⁸

Se, al contrario, si adotta l'approccio metodologicamente più corretto, non è difficile concludere che, fra le molte possibili versioni ristrette della (5), solo il cosiddetto aggiustamento parziale, caduto ormai da tempo in disuso, implica restrizioni che sembrano essere coerenti con i dati (e cioè β_i

⁶ Il ridotto numero di osservazioni non ha permesso la stima di modelli generali dinamici di ordine superiore.

⁷ La stima del modello generale dinamico del primo ordine sul periodo 1953-1983 ha condotto ai risultati seguenti:

$$\begin{aligned} C_{p,t} = & - 0.002 + 0.349 Y_{d,t} + 0.009 W_t - 0.385 DEF_t + 0.101 D_t \\ & (0.36) \quad (5.61) \quad (0.89) \quad (4.45) \quad (1.81) \\ & - 0.137 Y_{d,t-1} - 0.015 W_{t-1} + 0.066 DEF_{t-1} - 0.049 D_{t-1} \\ & (1.34) \quad (1.67) \quad (0.81) \quad (0.68) \\ & + 0.757 C_{p,t-1} \\ & (5.50) \\ \hat{\sigma} = & 0.0055. \end{aligned}$$

⁸ Naturalmente, in questo caso, una correzione per i gradi di libertà non è di grande aiuto.

= 0; $i = 1, \dots, 4$).⁹ In questo caso un *test* F approssimato risulta pari a $F(4, 20) = 1.176$. I risultati della stima sono riportati di seguito:

$$\begin{aligned} C_{p,t} = & 0.002 + 0.342 Y_{d,t} - 0.0002 W_t - 0.355 DEF_t + \\ & (0.37) \quad (7.89) \quad (0.004) \quad (5.83) \\ & + 0.066 D_t + 0.563 C_{p,t-1} \\ & (2.76) \quad (7.24) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{\sigma} &= 0.0055 & \tau_n(2) &= 3.265 & F_1(3, 21) &= 5.388 \\ F_w(5, 24) &= 0.259 & F_b(5, 24) &= 0.318 & F_c(4, 21) &= 2.215 \\ F_c(2, 22) &= 1.514 & F_c(7, 17) &= 0.582 & F_g(1, 20) &= 0.345 \\ F_g(2, 19) &= 2.716 & F_g(4, 17) &= 2.371 & F(2, 24) &= 4.963 \end{aligned} \quad (6)$$

dove $\tau_n(\cdot)$ e $F_1(\cdot, \cdot)$ sono *test* di corretta specificazione intesi a verificare la validità delle assunzioni sottostanti l'equazione (6).¹⁰ In particolare, $\tau_n(2)$, dovuto a Bera e Jarque, verifica l'ipotesi di normalità del termine di errore ed è distribuito $\chi^2(2)$ sotto l'ipotesi nulla. $F_1(3, 21)$ è una statistica distribuita F (con r e $T-k$ gradi di libertà) e rappresenta la controparte per piccoli campioni di un *test* di tipo RESET inteso a verificare l'ipotesi di linearità. $F_w(5, 24)$, $F_b(5, 24)$ e $F_c(4, 21)$ sono anch'essi versioni per i piccoli campioni dei *test* di eteroschedasticità condizionale ed eteroschedasticità condizionale autoregressiva, rispettivamente, dovuti a White, Breusch e Pagan, e Engle. $F_c(2, 22)$ e $F_c(7, 17)$ sono, invece, i cosiddetti *test* di Chow e verificano la stabilità strutturale dei parametri sui periodi 1981-1982 e 1976-1982, rispettivamente. Infine, $F_g(p, T-k)$ è una versione per piccoli campioni del *test* di Godfrey e verifica l'ipotesi di autocorrelazione dei residui fino al p -esimo ordine. Se si fa eccezione per il rifiuto (marginale e tutt'altro che sorprendente) dell'ipotesi di linearità, le altre statistiche non segnalano scorretta specificazione al livello di significatività del 5 per cento.¹¹

La stima dei parametri suggerisce alcune interessanti osservazioni. In primo luogo, il termine costante che, contrariamente alle attese, risultava significativamente diverso da zero in MJP, è ora non significativamente diverso da zero. In secondo luogo, la propensione marginale al consumo di lungo periodo è pari a 0,783, il che implica un'elasticità del consumo al

⁹ È interessante notare che, fra le altre versioni ristrette, è possibile anche rifiutare il modello autoregressivo del primo ordine discusso in HALL (1978) [$F(8, 20) = 25.578$].

¹⁰ Riferimenti bibliografici completi per le statistiche citate sono reperibili in SPANOS (1986).

¹¹ La stima della (6) con il metodo delle variabili strumentali non modifica i risultati. Si ottiene, infatti, $\alpha_1 = 0.343$ (5.532) e $\alpha_3 = -0.330$ (3.708). Gli strumenti utilizzati sono $Y_{d,t-1}$, DEF_{t-1} , W_t , D_t , W_{t-1} , D_{t-1} e C_{t-1} . La loro validità è stata verificata per mezzo del *test* sulle restrizioni sovraidentificanti dovuto a Sargan, distribuito asintoticamente come $\chi^2(r)$. Nel presente caso ($r = 2$) la statistica assume valore pari 5.393 e l'ipotesi nulla non può essere rifiutata.

reddito molto vicina all'unità. Inoltre, secondo quanto previsto dall'ipotesi ricardiana di neutralità, il coefficiente del *deficit* pubblico è negativo e sorprendentemente vicino, in valore assoluto, al coefficiente del reddito disponibile. Infine, la stima puntuale del coefficiente della ricchezza privata e del debito pubblico non ricadono né nel caso di ultrarazionalità né nell'ambito del tradizionale modello del ciclo vitale. Ciò, peraltro, non deve sorprendere visto che il reddito disponibile include il reddito da proprietà.

Sotto l'ipotesi nulla di corretta specificazione, $F(2, 24)$ verifica le restrizioni relative all'ipotesi di neutralità del debito. Al livello di significatività del 5 per cento, esse appaiono rifiutate ma non lo sono al livello di significatività dell'1 per cento. Lo stesso risultato si ottiene se, alla luce della definizione del reddito disponibile, si provvede a verificare l'ipotesi congiunta $\alpha_2 = \alpha_4 = 0$ e $\alpha_2 = -\alpha_1$. In questo caso $F(3, 24) = 4.344$. In altre parole, l'evidenza empirica sembra suggerire che, se proprio qualche informazione si vuole estrarre dai dati aggregati, questa è consistente con una semplice versione *backward-looking* della teoria del reddito permanente in cui gli individui incorporano il vincolo di bilancio dello Stato.

4. Commenti conclusivi

Questa nota suggerisce che, ciò che MJP considerano «la migliore descrizione del comportamento del consumo del settore privato nell'economia italiana e dell'effetto della politica fiscale su tale variabile» (p. 148) è, in realtà, una regressione non correttamente specificata le cui implicazioni non possono essere considerate affidabili. Se si tiene opportunamente conto di questo elemento, gli stessi risultati di MJP forniscono evidenza a favore dell'ipotesi ricardiana di neutralità.¹²

Ciò detto, va ricordato che lo scopo della presente nota non era quello di presentare un'interpretazione alternativa dell'andamento del risparmio nazionale in Italia a partire dal 1951 ma, molto più modestamente, quello di evidenziare i pericoli connessi con l'utilizzo non appropriato della metodologia econometrica nella verifica di ipotesi comportamentali su dati aggregati.

NICOLA ROSSI

¹² È interessante notare che la presenza di vincoli di liquidità (suggerita per il caso italiano in JAPPELLI e PAGANO, 1988) non è necessariamente inconsistente con l'ipotesi ricardiana di neutralità (cfr. HAYASHI 1985).

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- HALL ROBERT E., "Stochastic Implications of the Life Cycle - Permanent Income Hypothesis", *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 971-987 (1978).
- HAYASHI F., "Tests for Liquidity Constraints: A Critical Survey", Working Paper no. 1720 (Cambridge: NBER, 1985).
- HARVEY A.C., *The Econometric Analysis of Time Series* (Oxford: Philip Allan, 1981).
- HENDRY D.F., and G. MIZON, "Serial Correlation as a Convenient Simplification not a Nuisance: A Comment on the Study of the Demand for Money by the Bank of England", *Economic Journal*, 88 (1978), 549-563.
- HENDRY D.F., A. PAGAN e J.D. SARGAN, "Dynamic Specification", in Z. Griliches e M.D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. II (Amsterdam: North Holland, 1984), 1023-1100.
- JAPPELLI T. e M. PAGANO, "Liquidity Constrained Households in an Italian Cross-section", Discussion Paper no. 257 (London: CEPR, 1988).
- MODIGLIANI F., e T. JAPPELLI, "Fiscal Policy and Saving in Italy since 1860", in M. Boskin, J.S. Flemming e S. Gorini (eds.), *Private Saving and Public Debt*, (Oxford: Basil Blackwell, 1987), 126-170.
- MODIGLIANI F., T. JAPPELLI, e M. PAGANO, "L'impatto della politica fiscale e dell'inflazione sul risparmio nazionale: il caso italiano", in questa *Rivista* (1985), 123-162.
- MODIGLIANI F., T. JAPPELLI, e M. PAGANO, "Errata Corrige", in questa *Rivista* (1986), 133.
- MODIGLIANI F., e A. STERLING, "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior: Comment", *American Economic Review* 76 (1986), 1168-1179.
- NIOLETTI G., "Private Consumption, Inflation and Deficit Financing in Eight OECD Countries: 1961-1985", *OECD Economic Studies* (1988).
- ONOFRI P., "Analisi empirica delle relazioni fra consumo e debito pubblico in Italia (1970-1984)", in C. Santini e B. Sitzia (a cura di), *Ricerche quantitative e basi statistiche per la politica economica* (Roma: Banca d'Italia, 1987), 1011-1036.
- SARGAN J.D., "Wages and Prices in the UK: A Study in Econometric Methodology", in P.E. Hart, G. Mills e J.K. Whitaker (eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning* (London: Butterworths, 1964).
- SPANOS A., *Statistical Foundations of Econometric Modelling* (Cambridge: Cambridge University Press, 1986).