

INFLAZIONE E GESTIONE DEL DEBITO PUBBLICO:

UNA VERIFICA PRELIMINARE PER L'ITALIA\*

Antonello E. Scorcu

Dipartimento di Scienze Economiche

Università di Bologna

Classificazione JEL n. E31, E61, C22.

Riassunto

In una situazione in cui la strategia di politica economica e' temporalmente coerente, l'ammontare e la struttura per scadenze del debito pubblico segnalano le preferenze del policymaker e contribuiscono a determinare il tasso ottimale d'inflazione. Il lavoro, tramite l'analisi di cointegrazione, verifica l'esistenza di tale legame. Nel periodo 1960-91 emerge una relazione di lungo periodo tra il tasso d'inflazione e i rapporti debito a breve/PIL, debito a lungo/PIL e debito verso la Banca d'Italia/PIL. Nel breve periodo il tasso d'inflazione appare influenzato anche dal saldo della bilancia commerciale.

\*G. Candela, M. Costa, C. D'Adda, R. Golinelli, M. Matteuzzi, P. Paruolo e G. Tassinari mi hanno consentito di migliorare una precedente versione del lavoro. A loro un sincero ringraziamento. La responsabilità per eventuali errori é esclusivamente dell'autore.

La crescita del debito pubblico in alcuni paesi industrializzati e le difficoltà incontrate nel processo di disinflazione hanno rinnovato l'interesse riguardo le possibili relazioni tra la dinamica inflazionistica e le grandezze di finanza pubblica.

Alcuni recenti contributi teorici hanno evidenziato come la scelta di finanziare il disavanzo con l'incremento delle imposte, la creazione monetaria o l'emissione di titoli derivi dal sistema di preferenze del policymaker. In situazioni di potenziale incoerenza temporale delle manovre di politica economica, la scelta tra l'emissione di titoli a breve o a lungo termine non risulta neutrale rispetto al tasso d'inflazione di equilibrio. L'estrema stilizzazione dei modelli, peraltro, non consente la verifica empirica di un coerente sistema di ipotesi teoriche.

Le ricerche empiriche sul legame tra inflazione e debito pubblico, anche a causa dell'assenza di un preciso quadro teorico di riferimento, utilizzano solitamente modelli vettoriali autoregressivi, che non portano a conclusioni univoche (1).

Questo lavoro propone, per il caso italiano, una preliminare verifica empirica sul legame tra debito e inflazione. L'obiettivo del lavoro è duplice. Da un lato si identificano a livello statistico alcuni fatti stilizzati che caratterizzano l'economia italiana, utilizzando un approccio (l'analisi di cointegrazione) nel quale i vincoli di natura teorica sono limitati alla identificazione delle variabili. D'altro canto il lavoro può essere letto come tentativo di valutare la rilevanza dei fenomeni economici considerati dalla modellistica prima citata.

Nel periodo 1960-1991, il rapporto debito pubblico/PIL italiano è superiore a quello medio dei paesi industrializzati e appare caratterizzato da una potenziale instabilità. La composizione di questo debito è spostata verso i titoli a breve termine. E' opportuno verificare se emerge una

relazione (senza che questa possa avere una qualche capacità previsiva, data l'instabilità delle grandezze finanziarie del settore pubblico) tra il rapporto debito/PIL e il tasso d'inflazione, anch'esso più elevato che all'estero.

La ricerca di una metodologia statistica flessibile, particolarmente opportuna ad uno stadio iniziale dell'analisi, suggerisce l'utilizzo dell'analisi di cointegrazione nella determinazione della relazione di lungo periodo e di un modello a correzione dell'errore (ECM) per il breve periodo.

La verifica empirica suggerisce la rilevanza della gestione del debito pubblico ai fini del controllo inflazionistico. Nel lungo periodo a più elevati livelli del rapporto debito/PIL si accompagna un'elevata inflazione. In particolare incrementi dei rapporti debito interno a breve termine sul mercato/PIL e debito del Tesoro verso la Banca d'Italia/PIL provocano un aumento dell'inflazione. Il tasso d'inflazione invece cade col crescere del rapporto debito interno a lungo termine sul mercato/PIL. Nel breve periodo le preferenze inflazionistiche dell'autorità monetaria sono segnalate dalla composizione del debito. Poichè la spiegazione del tasso dell'inflazione attraverso variabili di carattere finanziario è una parte della spiegazione, accanto alla descrizione della struttura del debito pubblico si considera anche un potenziale impulso inflazionistico di natura reale, il saldo della bilancia commerciale, determinante fondamentale delle scelte di politica monetaria dell'Italia. Anche se l'approccio empirico proposto distingue solo in parte tra gli impulsi che derivano dalla ricerca di una politica di gestione del debito quelli indotti dalla struttura e dalla dimensione del debito pubblico tramite la modifica della domanda aggregata (2), è plausibile che l'elemento interperiodale e le aspettative

ricoprono un ruolo centrale nel determinare una dinamica inflazionistica di equilibrio.

I risultati empirici ottenuti sembrano in linea con le indicazioni offerte da alcuni modelli teorici di gestione del debito, per cui, in assenza di commitment, se le decisioni di politica economica sono prese sequenzialmente si crea un meccanismo inflazionistico legato alla gestione del debito.

Lo smoothing tra i vari strumenti di politica economica prevede una associazione positiva tra le varie forme di imposizione distorsiva. In ciascun periodo aliquote d'imposta e inflazione dovrebbero muoversi nello stesso senso, mentre nel lungo andare il debito permette di traslare le stesse in modo ottimale. Le aspettative d'inflazione sono endogene, determinate dal sistema di incentivi del policymaker, che si esprime nei criteri di gestione del debito (3). L'emissione di titoli di un certo tipo rappresenta un segnale per il settore privato, che modifica conseguentemente il proprio comportamento. Il settore privato non ha inoltre ragione di dubitare della veridicità del segnale, essendo questo parte di una strategia di politica monetaria e finanziaria temporalmente coerente.

La sezione successiva riassume i vari legami tra debito e inflazione. Determinato l'ordine di integrazione delle variabili di finanza pubblica e del tasso d'inflazione, si ricercano infine le relazioni di lungo e breve periodo tra tali variabili. Un tentativo di inquadramento teorico dei risultati conclude l'esposizione.

#### 1. Il legame tra debito pubblico e inflazione.

Secondo una tradizione ormai consolidata, i principi che dovrebbero sottendere la gestione del debito pubblico sono la stabilizzazione

dell'economia e la minimizzazione del costo dello stesso (Tobin, 1963). In questo caso, l'inflazione attesa (a breve e lungo termine) e le caratteristiche di domanda e offerta delle varie attività finanziarie determinano la composizione ottimale del debito.

Il debito pubblico, quindi, influenza la domanda aggregata e l'inflazione. Le tradizionali spiegazioni della dinamica inflazionistica dovuta al settore pubblico si basano su meccanismi strutturali legati a variabili reali: nel lungo periodo principalmente la modifica dell'attitudine a investire e nel breve periodo gli effetti sui prezzi della variazione della domanda aggregata indotta dalla spesa pubblica e dal suo finanziamento (direttamente o tramite effetti ricchezza). Inoltre differenti tipologie di spesa e di finanziamento creano differenti impulsi inflazionistici. La pura gestione del debito assume un ruolo cruciale se le variazioni della composizione del portafoglio degli agenti modificano in modo rilevante il grado di liquidità dell'economia e l'entità degli effetti ricchezza.

L'analisi più recente endogenizza il comportamento del policymaker e impone la coerenza dinamica della politica economica. La lentezza del processo di disinflazione in questo caso deriva dall'assenza di credibilità delle manovre, credibilità che, in virtù dell'esplicita introduzione del debito pubblico, assume una valenza multidimensionale (Sargent e Wallace, 1981). Per un policymaker che agisce in modo discrezionale, l'attuazione sequenziale delle manovre e la presenza di debito pubblico non indicizzato accrescono il bias inflazionistico: maggiore è il debito, maggiore è l'incentivo ad inflazionare. Nell'equilibrio discrezionale la manovra viene anticipata, creando inflazione che viene eliminata solo se il policymaker ha una posizione nominale netta nulla (4). Come detto, il debito pubblico non indicizzato costituisce un incentivo alla creazione di inflazione a

sorpresa da parte dell'autorità monetaria (5) e tale tentazione è tanto maggiore quanto più forte è il collegamento istituzionale tra banca centrale e Tesoro. In questi casi le aspettative inflazionistiche del settore privato appaiono più sensibili alle condizioni della finanza pubblica (Burdekin e Wohar, 1992). Il premio per il rischio che si determina sui titoli pubblici innalza ulteriormente il tasso dell'interesse e alimenta la dinamica del debito, per cui gli elementi di instabilità dinamica si rafforzano.

In presenza di mercati incompleti (ad esempio a causa di shock esogeni e in assenza di titoli contingenti), la gestione del debito deve comporre diverse esigenze: diversificazione del rischio, minimizzazione dell'imposta da inflazione e della distorsione fiscale. Nel caso le politiche fiscali e monetarie siano coordinate (o vi sia una chiara gerarchia), è possibile avere uno smoothing tra le differenti fonti di imposizione distorsive: ad elevati livelli di debito (cui corrispondono maggiori imposte future) si accompagna un incremento dell'imposta da inflazione. In questi modelli la sorpresa inflazionistica è solitamente assimilata a una imposta distorsiva (a causa degli effetti distributivi). In presenza di differenti propensioni alla spesa e alla monetizzazione delle diverse autorità di politica economica, la dinamica del debito può essere temporaneamente instabile (Tabellini, 1988); d'altra parte non è detto che il coordinamento tra le autorità risulti sempre ottimale (Alesina e Tabellini, 1987).

In questi casi, una differente composizione del debito pubblico comporta un diverso incentivo ad inflazionare da parte del policymaker (6). Supponiamo che il policymaker non possa monetizzare in via diretta il debito. L'emissione di titoli a lungo termine permette di fissare le aspettative inflazionistiche correnti e future del settore privato; diviene quindi possibile effettuare uno smoothing ottimale tra i vari strumenti di

politica fiscale e monetaria (tra cui il tasso d'inflazione). L'emissione di titoli a breve termine, permette di fissare invece le aspettative correnti d'inflazione, ma non quelle future. Con debito a breve termine non vi può essere smoothing intertemporale tra gli strumenti e in ciascun periodo é quindi più forte l'incentivo a inflazionare. D'altra parte, poichè i titoli a breve termine possono essere monetizzati più facilmente di quelli a lungo termine, nel caso della monetizzazione diretta la dinamica inflazionistica suggerita dalla diversa composizione del debito (a breve o lungo termine) non é quindi più univocamente determinabile.

I modelli in questione analizzano esclusivamente gli effetti inflazionistici della gestione del debito e considerano solo alcune delle variabili che possono essere rilevanti. Infatti, per ridurre la complessità analitica, solitamente non si introducono le grandezze reali. E' cruciale, poi, il ruolo svolto da variabili inosservabili. Una verifica empirica diretta appare piuttosto complessa (7). L'approccio semplificato adottato in questo lavoro permette di ridurre (non senza costi a livello interpretativo) alcuni degli elementi problematici accennati. I risultati, peraltro, offrono interessanti spunti di riflessione.

## 2. La dinamica dell'inflazione e di alcune grandezze di finanza pubblica.

La gestione del debito pubblico oltre allo stock di titoli a breve e lungo termine sul mercato, include il debito del Tesoro presso la Banca d'Italia, come é opportuno in una situazione di elevato coordinamento. I titoli collocati presso il settore privato sono distinti tra titoli a breve termine (con scadenza inferiore a 1 anno) e titoli a lungo termine (con scadenza superiore a 1 anno). I meccanismi di indicizzazione finanziaria che caratterizzano buona parte di titoli a lungo termine non sembrano

inoltre suggerire la necessità l'ulteriore scomposizione tra titoli indicizzati e con rendimento nominale prefissato. Nel periodo in esame il principale canale di creazione monetaria é quello interno. Il settore estero nel lungo periodo non esercita influenze persistenti, ma nel breve periodo il suo ruolo si rivelerà tutt'altro che secondario.

La politica monetaria nel breve periodo può godere di una certa autonomia rispetto a quella fiscale. Nel medio periodo emergono (ed eventualmente possono farsi sempre più stringenti) i legami di interdipendenza (8). In questo senso non sorprende che la gestione ottimale del debito rifletta (tra gli altri elementi) la dinamica inflazionistica corrente e attesa e che, viceversa, la determinazione della politica monetaria (e dell'inflazione attesa) tenga conto del livello e della composizione del debito pubblico. Per tale ragione sono state escluse dall'analisi variabili (come la raccolta postale) che hanno un effetto limitato sugli incentivi inflazionistici del policymaker.

L'analisi copre il periodo 1960-91 e utilizza dati annuali (sui dati utilizzati cfr. l'Appendice I). Le grandezze di finanza pubblica sono: DEBBRY, rapporto tra lo stock di debito pubblico a breve termine sul mercato interno e il PIL e DDEBBRY, sua differenza prima; DEBLUY, rapporto tra lo stock di debito a lungo termine sul mercato interno e il PIL e DDEBLUY, sua differenza prima; DEBBIY, rapporto tra i debiti del settore pubblico verso la Banca d'Italia (BI) e il PIL e DDEBBIY, sua differenza prima; YINF, variazione percentuale del deflatore del PIL e DYINF, sua differenza prima; TBBSY, rapporto tra il saldo commerciale e il PIL. Le serie YINF, DEBLUY, DEBBRY e DEBBIY sono riportate nelle Fig. 1 e 2.

Sulla base dei test riportati nella Tav. 1, le serie YINF, DEBLUY, DEBBRY e DEBLUY sono da considerarsi integrate di ordine 1. Nelle prime due colonne della Tav. 1 sono presentati i test Dickey-Fuller (DF) e Augmented



Dickey-Fuller (ADF) sulla significatività del coefficiente  $\beta$  nella regressione:

$$Y_t - Y_{t-1} = a + \beta Y_{t-1} + U_t$$

dove  $U_t$  è una variabile casuale normale indipendente e identicamente distribuita nel caso del test DF ed è invece un processo ARMA nel caso del test ADF. L'introduzione di valori ritardati della variabile ( $Y_t - Y_{t-1}$ ) permette di eliminare la correlazione seriale nei residui della regressione. Nel nostro caso è sufficiente considerare un unico ritardo. Se  $\beta$  non è significativamente diverso da zero la serie è non stazionaria. Poiché  $Y_t$  è ipotizzata essere una variabile non stazionaria, il modello distributivo delle statistiche DF e ADF non è la  $t$  come avviene per il caso standard delle variabili stazionarie. Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1981) riportano i valori critici di questi test e del test  $\phi_1$ , che è l'omologo per il caso non stazionario di un test F per la significatività congiunta dei coefficienti  $a$  e  $\beta$ . La terza colonna della Tav. 1 riporta i valori delle statistiche  $\phi_1$  riferite al caso delle regressioni con l'aggiunta della differenza prima ritardata. Dato il significato economico delle variabili, nella tavola si riportano le formulazioni dei test che escludono l'esistenza di un trend deterministico (ma i risultati sono analoghi anche nel caso più generale).

Le serie DDEBBRY, DDEBLUY, DDEBBIY (riportate nella Fig. 3) appaiono invece stazionarie. Anche TBBSY risulta stazionaria, a conferma dell'influenza di breve periodo esercitato dal saldo commerciale. La serie DDEBLUY presenta un grado di persistenza maggiore rispetto alle altre differenze prime DDEBBRY e DDEBBIY, ma il significato economico del rapporto suggerisce tuttavia di rifiutare un'interpretazione secondo cui, in assenza di disturbi, si mantiene nel tempo la stessa variazione del

livello del rapporto debito a lungo/PIL. La stazionarietà delle differenze prime verrà inoltre confermata dai risultati della regressione di cointegrazione e del modello ECM.

Tav. 1 TEST DF, ADF(1) e  $\hat{\phi}_1$  SULL'ORDINE DI INTEGRAZIONE DELLE VARIABILI.

TEST DF: VARIABILI I(1), 1961-91; VARIABILI I(0), 1962-91.

TEST ADF E  $\hat{\phi}_1$ : VARIABILI I(1), 1962-91; VARIABILI I(0), 1963-91

	TEST DF	TEST ADF(1)	TEST $\hat{\phi}_1$
YINF	-1,47630 (-2,9591)	-1,80710 (-2,9627)	1,65900
DEBLUY	1,62360 ( = )	0,18058 ( = )	0,97120
DEBBRY	0,17105 ( = )	-0,56327 ( = )	0,66987
DEBBIY	-1,51030 ( = )	-2,06850 ( = )	2,30520
TBBSY	-3,24800 (-2,9627)	-3,34380 (-2,9665)	5,61380
DYINF	-4,23070 ( = )	-3,92920 ( = )	7,73600
DDEBLUY	-2,88710 ( = )	-2,92680 ( = )	4,33130
DDEBBRY	-3,48680 ( = )	-2,98040 ( = )	4,44150
DDEBBIY	-3,83430 ( = )	-3,18250 ( = )	5,06430

Nota: i valori tra parentesi indicano la soglia critica del 95% per l'ipotesi nulla di presenza di radice unitaria per i test DF e ADF. Nel caso del test  $\hat{\phi}_1$  i valori critici sono invece: 4,12 e 3,94 per la soglia critica del 10% e una numerosità campionaria pari a 25 e 50; 5,18 e 4,86 per la soglia critica del 5% e analoga numerosità campionaria.

A partire dagli anni '70 il rapporto debito/PIL è progressivamente cresciuto (9). In quel periodo ha inizio una lunga serie di rilevanti deficit primari (in parte dovuti a fattori congiunturali avversi); nei periodi più recenti l'ulteriore crescita del rapporto è invece dovuta prevalentemente alla spesa per interessi (10). I rapporti esprimono uno squilibrio rispetto ad alcuni obiettivi di finanza pubblica (11); ad esempio, la non stazionarietà dei rapporti debito/PIL non appare in linea con la convergenza delle politiche fiscali richiesta a livello europeo. E' quindi plausibile che tale dinamica non possieda particolari capacità predittive, data una prevedibile modifica del regime di politica economica. Agli usuali livelli di significatività, anche per il tasso d'inflazione non si rifiuta l'ipotesi di non stazionarietà. Non è un caso che le manovre

di disinflazione degli anni ottanta non abbiano riportato YINF al livello iniziale. Ciò é congruente con la dinamica inflazionistica osservata in altri paesi; se negli USA e nel Regno Unito nel lunghissimo periodo l'inflazione sembra avere una dinamica stazionaria (12) (Poterba e Rotemberg, 1990), l'intervallo che ha inizio con il secondo dopoguerra suggerisce conclusioni opposte (Mankiw, 1987).

L'andamento delle grandezze di finanza pubblica può essere legata all'andamento dell'inflazione ? Una dinamica non stazionaria delle variabili può suggerire l'esistenza di una configurazione di equilibrio dinamico caratterizzata da inflazione e rapporti debito/PIL più elevati di quelli di altri paesi e l'analisi di cointegrazione permette di indagare una simile eventualità (13).

### 3. Debito pubblico e inflazione nel lungo periodo.

A parere di alcuni Autori, la non stazionarietà delle serie storiche limita considerevolmente la validità del tradizionale approccio alla modellistica econometrica. L'eliminazione delle radici unitarie può avvenire tramite la differenziazione delle serie, fino a raggiungere la stazionarietà. La metodologia Box-Jenkins non sempre risulta soddisfacente, in quanto comporta la perdita di informazioni rilevanti nella descrizione dei fenomeni economici, specie riguardo gli andamenti di lungo periodo. Inoltre, in ambito multivariato il risultato é dato da modelli vettoriali autoregressivi, per i quali non é possibile offrire direttamente una precisa interpretazione teorica.

In alternativa si può verificare se nel lungo andare alcune variabili non stazionarie (tra le quali é ipotizzabile una relazione teorica) hanno effettivamente la stessa dinamica. Ci si propone, in altre parole, di verificare se due o più variabili non stazionarie sono tra loro

cointegrate, ovvero se tra esse esiste (almeno) una combinazione lineare stazionaria (14). Il numero delle relazioni di cointegrazione deve essere, peraltro, inferiore al numero delle variabili non stazionarie. Il residuo di una delle regressioni di cointegrazione esprime allora un effetto transitorio, di breve periodo.

Sulla base della procedura suggerita da Engle e Granger (1987), il primo passo nella valutazione dell'eventuale effetto inflazionistico delle manovre di gestione del debito pubblico consiste nella stima, con il metodo dei minimi quadrati ordinari, della regressione di cointegrazione. Questa regressione non ha necessariamente un'interpretazione strutturale.

Solo distinguendo tra debito a breve termine, a lungo termine e verso BI emerge un vettore di cointegrazione tra i rapporti debito/PIL e il tasso d'inflazione (cfr. Tav. 2) (15). Qualsiasi aggregazione tra le variabili di finanza pubblica (ad esempio considerando il rapporto debito totale/PIL oppure distinguendo solo tra debiti sul mercato e verso BI) comporta un peggioramento notevole delle capacità di adattamento della regressione di cointegrazione e il rifiuto dell'ipotesi di stazionarietà dei residui della stessa. L'esclusione di una qualsiasi delle variabili comporta ugualmente il rifiuto dell'ipotesi di cointegrazione. Per brevità questi risultati non vengono riportati. E' però evidente che tutte (e solo) le variabili considerate nella regressione della Tav. 2 svolgono un ruolo determinante nella specificazione della relazione tra inflazione e livello e composizione del debito pubblico (16).

Nella regressione di cointegrazione é stata introdotta anche una dummy temporale (DU81): essa vale zero nell'intervallo 1960-1980 e vale 1 in seguito. In questo modo si tiene conto del "divorzio" tra Tesoro e Banca d'Italia e del diverso regime di politica monetaria indotto dalla

partecipazione italiana allo SME (avvenuta nel 1979 ma che solo in seguito è risultata un vincolo nella gestione della politica monetaria).

Tav.2                    Regressione di cointegrazione, 1960-1991.

$$YINF = -0,01373 - 0,03202 \cdot DU81 - 0,32595 \cdot DEBLUY + 0,69665 \cdot DEBBRY + 0,85505 \cdot DEBBIY$$

R2=0,91454                    R.S.S.=0,00876  
R2 corr.=0,90188              S.E.R.=0,01802

C.R. DW=1,9596  
test DF=-5,6059              (val. cr. 5%: -4,8806)  
test ADF(1)=-5,09217        (val. cr. 5%: -4,8967)

La serie dei residui della regressione tra YINF e DEBLUY, DEBBRY e DEBBIY consente di sottoporre a verifica l'ipotesi di cointegrazione: se i residui sono stazionari, l'ipotesi di cointegrazione non può essere rifiutata. Il test CRDW, basato sulla statistica Durbin-Watson della regressione di cointegrazione (nei piccoli campioni il più potente tra i test proposti da Engle e Granger), non rifiuta l'ipotesi di cointegrazione. Anche i test DF e ADF(1) sui residui della regressione di cointegrazione conducono ad un analogo risultato (17). L'adeguatezza della relazione riceve una conferma dai test di stabilità dei coefficienti e di capacità previsiva che, per la regressione sul periodo 1960-81 (non riportata), rimangono ben al di sotto degli usuali livelli di significatività.

Mentre le stime dei coefficienti presentate nella Tav. 2 sono consistenti (e anzi il fattore di errore decresce più velocemente che nel caso tradizionale), non si ha più la normalità asintotica degli stimatori. Non è quindi possibile sottoporre a verifica alcuna ipotesi sul valore dei coefficienti e, in particolare, l'uguaglianza dei coefficienti dei vettori di cointegrazione ottenuti considerando come "variabili dipendenti" i vari rapporti debito/PIL (18). Inoltre, nonostante la superconsistenza dei coefficienti delle equazioni di cointegrazione, i fattori di bias presenti

in campioni finiti potrebbero comunque essere notevoli.

L'incremento del rapporto debito a breve termine/PIL e del rapporto debito verso BI/PIL si accompagna a una crescita dell'inflazione. All'incremento del rapporto debito a lungo termine/PIL si accompagna invece una riduzione dell'inflazione. Dalla regressione della Tav. 2 si può notare come un uguale incremento dei rapporti DEBLUY, DEBBRY e DEBBIY conduce a un incremento del tasso dell'inflazione: un incremento di 1/3 di punto per ciascuno dei rapporti DEBLUY, DEBBRY e DEBBIY, comporta un incremento di circa 0,41 punti del tasso d'inflazione. L'incremento di un punto dello stesso rapporto complessivo mantenendo costante ai valori del 1991 la composizione dello stesso (tenendo quindi conto del maggior peso dei titoli a medio e lungo termine), comporta un aumento del tasso dell'inflazione di circa 0,12 punti percentuali, rispetto al livello previsto del 5,52% (il tasso d'inflazione stimato YINFHAT é riportato nella Fig. 1).

Poichè dalla regressione di cointegrazione non é possibile inferire alcun nesso causale, sulla base della precedente relazione é del tutto corretto sostenere che é l'inflazione a determinare l'orientamento del mercato riguardo i diversi tipi di titoli da emettere e, quindi, la gestione ottimale del debito. Tuttavia, sulla base di quello che si può inferire dal modello di breve periodo (presentato oltre, nella sez. 4), sembra corretto sostenere che, oltre al tradizionale legame sopra delineato, agisce anche un meccanismo per cui il debito preesistente influenza le scelte correnti e future di gestione del debito.

Come accennato nella sez. 2, in assenza di monetizzazione diretta del debito, un incremento delle emissioni a breve termine rappresenta un cattivo segnale emesso dall'autorità, che innalza il tasso d'inflazione di equilibrio della politica monetaria discrezionale. In altre situazioni, l'emissione di titoli a breve termine può rappresentare la risposta

migliore per un certo livello del debito, del tasso dell'interesse reale ecc. Il tasso dell'inflazione, infatti, è solo uno degli elementi che il policymaker valuta nella determinazione della manovra ottimale. In un equilibrio discrezionale, caratterizzato da un elevato rapporto iniziale debito pubblico/PIL, da inflazione elevata e imprevedibile e, più in generale, da una diffusa incertezza, l'emissione di titoli a breve termine potrebbe diventare ottimale. L'assorbimento del mercato di titoli a lungo termine, in queste condizioni, potrebbe richiedere un premio per il rischio molto elevato (premio dovuto all'assenza di credibilità del policymaker), specie se non è ipotizzabile un immediato ritorno ai livelli inflazionistici normali. Lo spostamento verso titoli a breve termine, può ridurre l'entità delle eventuali perdite in conto capitale. Se l'emittente asseconda la richiesta del mercato, si determina allora un'associazione positiva tra inflazione e stock di titoli a breve termine. L'obiettivo di eguagliare, al margine, il costo del debito, può quindi imporre un accorciamento delle scadenze e un incremento dell'inflazione. Inoltre, anche sulla base della soluzione di un eventuale problema di tax smoothing è prevedibile il risultato che emerge dalla regressione di cointegrazione, un impatto inflazionistico simile per i titoli a breve termine e il finanziamento monetario rispetto ai titoli a lungo termine.

Anche con riferimento al canale tradizionale delle variazioni della domanda aggregata, se il grado di liquidità dei titoli di Stato a breve termine è simile a quello dei depositi (Franco, Mengarelli, 1981) non sorprende che l'impatto inflazionistico di DEBBRY sia assimilabile a quello di DEBBY piuttosto che a quello del debito a lungo termine.

Blanchard e Missale (1991) evidenziano come il mantenimento di una credibile politica anti-inflazionistica, a fronte di un incremento dello

stock di debito, richieda l'accorciamento della maturità dello stesso. Tale interpretazione, tuttavia, non spiega perchè in Italia vi sia un tasso d'inflazione marcatamente più elevato che nel resto della CEE. L'assunzione di impegni più o meno vincolanti da parte di BI potrebbe inoltre accrescere il potenziale inflazionistico legato all'accumulo di debito pubblico, se la diminuzione dei margini d'incertezza sul comportamento degli operatori pubblici rende più stringente il vincolo tra politica fiscale e monetaria e ancor più esplicita l'eventuale incoerenza del comportamento del settore pubblico nel suo complesso. Un'elevata inflazione e un significativo premio per il rischio sui titoli pubblici suggeriscono allora la mancanza di credibilità del policymaker e la rilevanza dell'equilibrio discrezionale.

Un'ulteriore considerazione riguarda il rapporto tra l'impatto inflazionistico dello stock di debito pubblico e le modalità di finanziamento del deficit. Le scelte che derivano dall'ammontare e della struttura del debito (escludendo un ripudio parziale o totale dello stesso) si manifestano, in termini di flusso, nelle dimensioni e nelle modalità di finanziamento del deficit, la cui gestione non appare priva di interesse ai fini del controllo dell'inflazione (19).

Come detto, le diverse interpretazioni della regressione di cointegrazione si riflettono in differenti modelli di aggiustamento di breve periodo. Il seguente paragrafo affronta il problema.

#### 4. La dinamica inflazionistica di breve periodo.

##### 4.1. L'aggiustamento backward looking e forward looking di breve periodo.

In base al Teorema di Rappresentazione di Granger esiste una espressione di breve periodo del sistema di variabili cointegrate nella forma di un modello a correzione dell'errore. Il secondo passo della metodologia



proposta da Engle e Granger (1987) consiste nella stima di tale modello. I residui ritardati della regressione di cointegrazione,  $X_{t-1}$ , rappresentano il termine di risposta proporzionale del modello ECM.

La relazione che descrive la dinamica della variabile  $i$ -ma è (20):

$$[1] \quad a_{i11}dY_{1t-1} + \dots + a_{i1k}dY_{1t-k} + \dots + a_{i10}dY_{it} + a_{i11}dY_{it-1} + \dots + a_{i1k}dY_{it-k} + \dots \\ + a_{iN1}dY_{Nt-1} + \dots + a_{iNk}dY_{Nt-k} = c_i - \beta_i X_{it-1} + u_{it} + t_{i1}u_{t-1} + \dots + t_{im}u_{t-m}$$

con  $i=1, \dots, N$  e con  $m$  e  $k$  finiti.  $Y_{it}$  è una variabile non stazionaria, cointegrata con le altre  $N-1$ ,  $dY_{it}$  è la sua differenza prima e  $X_{it-1}$  è il residuo del periodo  $t-1$  della regressione di cointegrazione (o di una combinazione lineare di regressioni di cointegrazione) che ha per "variabile dipendente" l'elemento  $Y_i$ . La somma (in valore assoluto) dei coefficienti  $\beta_i$  è non nulla.

Se gli agenti hanno un comportamento backward looking, la [1] può essere considerata espressione della forma ridotta di un generico sistema strutturale la cui  $i$ -ma equazione è:

$$[2] \quad a_{i10}dY_{1t} + a_{i11}dY_{1t-1} + \dots + a_{i1k}dY_{1t-k} + \dots + a_{i10}dY_{it} + a_{i11}dY_{it-1} + \dots \\ + a_{i1k}dY_{it-k} + \dots + a_{iN0}dY_{Nt} + a_{iN1}dY_{Nt-1} + \dots + a_{iNk}dY_{Nt-k} = c_i^* - \beta_i^* X_{it-1} + u_{it}$$

e la discrepanza tra l'inflazione effettiva e quella attesa sulla base delle grandezze di finanza pubblica provoca, nel periodo seguente, un aggiustamento.

Se gli agenti hanno aspettative forward looking è possibile che nella regressione ECM per  $Y_{INF}$  il residuo  $X_{t-1}$  incorpori (tramite le variabili correnti di finanza pubblica) le anticipazioni dei futuri tassi d'inflazione  $Y_{INF}_{t+i}$ ,  $i=0,1,2, \dots$ , non presenti nelle risposte differenziali ritardate  $DY_{INF}_{t-i}$ . In questo caso le grandezze di finanza pubblica inglobano informazioni non disponibili tramite un semplice

processo autoregressivo per YINF. Queste variabili aiutano quindi a "spiegare" l'inflazione (emerge allora causalità nel senso di Granger), mentre nella relazione strutturale "nascosta" le future attese d'inflazione (date dagli incentivi inflazionistici del policymaker) influenzano le grandezze di finanza pubblica (21). In questi casi il modello ECM non può essere interpretato in termini strutturali in quanto è risolto per le aspettative future.

Nel nostro caso, la struttura cui si fa riferimento non è precisamente definita e l'interpretazione del modello ECM rappresenta un problema di non facile soluzione. Il ruolo cruciale delle aspettative suggerisce un'interpretazione forward looking. E' però altrettanto importante notare come aggiustamenti immediati degli stock potrebbero causare squilibri notevoli sui flussi finanziari e reali. In presenza di questi costi di manovra degli strumenti di politica economica appare più corretto ipotizzare l'influenza di meccanismi backward looking e forward looking.

Nella sezione 4.2., ad ulteriore conferma della presenza di cointegrazione tra le variabili YINF, DEBLUY, DEBBRY e DEBBIY si ricerca un modello ECM nella forma [1]. Di seguito, la stima di una specifica espressione del modello [2] permetterà di definire al meglio la dinamica di breve periodo del tasso d'inflazione. In tale regressione si introduce il rapporto saldo della bilancia commerciale/PIL, una variabile stazionaria esterna alla relazione di cointegrazione, che permette di cogliere, almeno parzialmente, altri meccanismi inflazionistici presenti nel sistema.

#### 4.2. Gestione del debito e tasso d'inflazione.

Il Teorema di Rappresentazione di Granger lega l'esistenza di una relazione di cointegrazione tra le variabili alla presenza di una

rappresentazione ECM nei termini dell'espressione [1] ma non offre alcuna indicazione sulla struttura dinamica appropriata. Visto il ridotto numero di osservazioni nel processo di stima si è introdotto un ritardo massimo di ordine 3. Nel modello più generale ciò implica l'introduzione delle differenze prime ritardate di uno e due periodi.

Dopo l'eliminazione delle variabili non rilevanti, si perviene al modello ECM per il periodo 1963-1991, riportato alla colonna (A) della Tav. 3. Esso presenta caratteristiche conformi al Teorema di Rappresentazione.

Nel modello ECM sono presenti esclusivamente variabili stazionarie: le differenze prime  $DYINF$ ,  $DDEBLUY$ ,  $DDEBBRY$  e  $DDEBBIY$  sono tali perchè le variabili originarie sono integrate di ordine 1; la variabile  $X_{t-1}$ , residuo della regressione di cointegrazione, è stazionaria se le variabili  $YINF$ ,  $DEBLUY$ ,  $DEBBRY$  e  $DEBBIY$  sono tra loro effettivamente cointegrate. La significatività del coefficiente di  $X_{t-1}$ , l'errore proporzionale del modello ECM, conferma la correttezza dell'ipotesi di cointegrazione: il valore negativo dello stesso esercita un effetto riequilibrante sulla dinamica complessiva dell'inflazione: un aumento dell'errore proporzionale riduce la crescita dell'inflazione, di modo che, nel periodo seguente, esso si riporta a livelli più contenuti. L'aggiustamento allo squilibrio è di tipo ciclico smorzato.

La costante è stata omessa, in quanto non è ipotizzabile una qualche forma di trend deterministico dell'inflazione: le differenze prime di variabili  $I(1)$  prive di trend hanno infatti media nulla e la sua introduzione non migliora comunque la stima della regressione (essa infatti non risulta significativamente diversa da zero) (22).

La conformità del modello ai dati, l'adeguatezza della forma funzionale adottata, la normalità e l'omoschedasticità dei residui non possono essere rifiutate agli usuali livelli di significatività.

	(A)	(B)	(C)
VAR. DIP. DYINF(t)	1963-1991	1963-1981	1963-1991
COST.			-0,00660
DU81	-0,02374 (-3,1902)	-0,04069 (-1,9116)	(-0,4387) -0,05369
X(t-1)	-0,90469 (-2,8306)	-0,72621 (-1,2358)	(-2,1801) -
DYINF(t-1)	0,67107 (3,7464)	0,57168 (1,6477)	0,72192 (3,2512)
DDEBBIY(t-1)	0,40705 (2,3683)	0,48450 (2,0888)	0,51278 (1,9973)
DDEBLUY(t-2)	0,47500 (3,4039)	0,85259 (2,1910)	0,48076 (3,1140)
DDEBBRY(t-2)	0,55134 (2,3762)	0,31874 (0,8676)	0,72020 (2,0187)
YINF(t-1)	-	-	-0,77456
DEBLUY(t-1)	-	-	(-2,1801)
DEBBRY(t-1)	-	-	-0,21461
DEBBIY(t-1)	-	-	(-1,4173)
	-	-	0,56362
	-	-	(1,4585)
	-	-	0,55189
	-	-	(1,7945)
R2	0,67151	0,70621	0,72779
R2 corr.	0,60010	0,59321	0,59885
R.S.S.	0,00681	0,00481	0,00565
S.E.R.	0,01722	0,01924	0,01724
D.W.	2,27380	2,10310	2,45380
LM CHI2(1)	1,81240	0,44364	3,89510
LM CHI2(2)	3,21640	1,19530	4,24880
RESET CHI2(1)	0,24692	0,04391	1,84510
NORMALITA' CHI2(2)	2,19610	0,45038	1,05440
ETEROSCHED. CHI2(1)	0,00845	0,03490	0,19359
PREVISIONE CHI2(10)	-	5,40830	-
STAB.STRUT. CHI2(6)	-	4,38140	-
WALD TEST 1 CHI2(1)	-	0,09225	0,13414
WALD TEST 2 CHI2(6)	-	-	3,24330
WALD TEST 3 CHI2(12)	-	1,76250(a)	3,68690
DF	-6,61580	-5,04300	-6,98120

Nota: i valori tra parentesi sono le statistiche  $t$ ; il test DF verifica la presenza di radici unitarie nella serie dei residui delle regressioni. (a) il test sotto l'ipotesi di uguaglianza dei coefficienti si distribuisce come CHI2(6).

La dinamica dell'inflazione mostra una rilevante persistenza: la variazione dell'inflazione viene mantenuta nel periodo seguente per quasi

tre quarti. Il cambiamento di regime di politica monetaria dei primi anni ottanta sembra comunque aver ridotto non solo il livello medio dell'inflazione ma anche la variazione dello stesso.

Nell'intervallo 1963-1981 il modello ECM si presenta soddisfacente sotto l'aspetto previsionale (nonostante il periodo considerato sia relativamente breve). Come emerge dall'esame della regressione 3(B), i test diagnostici anche in questo caso non superano le usuali soglie critiche del 5%. I coefficienti stimati, a parte l'inevitabile incremento di variabilità di alcuni di essi, nel complesso non si allontanano dai valori del modello 1963-1991: l'uguaglianza dei coefficienti con gli omologhi della colonna 3(A) é corroborata dai risultati del test di Wald, effettuato sia per ciascun coefficiente che per l'insieme degli stessi. Nella Tavola sono riportati tre di questi test. Il test 1 verifica l'uguaglianza tra i coefficienti di  $X_{t-1}$  delle regressioni 3(A) e 3(B). La statistica, che nell'ipotesi di uguaglianza, si distribuisce come un  $CHI^2(1)$ , é pari a 0,09225 valore ben al di sotto delle usuali soglie critiche. Il test 3 verifica invece l'uguaglianza congiunta tra tutti i coefficienti della regressione 3(B) con i corrispondenti valori della regressione 3(A).

L'approccio utilizzato ipotizza l'operare di un meccanismo di correzione dinamica tramite  $X_{t-1}$ , il residuo della regressione di cointegrazione. Se le ipotesi su cui finora si é sviluppata l'analisi sono corrette, la stima di una relazione in cui  $X_{t-1}$  viene sostituito da  $YINF_{t-1}$ ,  $DEBLUY_{t-1}$ ,  $DEBBRY_{t-1}$ ,  $DEBBIY_{t-1}$ ,  $DU81$  e dalla costante, le variabili che costituiscono il vettore di cointegrazione, non dovrebbe portare a risultati differenti. Un simile modello "non ristretto" é:

$$[3] \quad a_{i11}dY_{1t-1} + \dots + a_{i1k}dY_{1t-k} + \dots + a_{ii0}dY_{it} + a_{ii1}dY_{it-1} + \dots + a_{iik}dY_{it-k} + \dots + a_{iN1}dY_{Nt-1} + \dots + a_{iNk}dY_{Nt-k} = c_i - \beta_i (Y_{it-1} - a_{i0} - a_{i1}Y_{1t-1} - \dots - a_{iN}Y_{Nt-1}) +$$

$$+u_{it} + t_{i1}u_{t-1} + \dots + t_{im}u_{t-m}$$

Un'ulteriore conferma della presenza di cointegrazione deriva quindi dal confronto tra i risultati del modello vincolato 3(A) e del modello "non vincolato" 3(C): nel caso di validità dell'ipotesi di cointegrazione la regressione 3(C) dovrebbe essere equivalente alla 3(A).

In effetti, le capacità di adattamento ai dati e le caratteristiche dei residui dei modelli risultano analoghe. Sulla base dei tre test di Wald effettuati, i coefficienti delle variabili non appaiono significativamente diversi dai valori della 3(A), nonostante il basso numero di gradi di libertà e la più elevata collinearità tra i regressori (e la conseguente minor precisione della stima). Analogamente a quanto effettuato in precedenza, il test 1 verifica l'uguaglianza tra il coefficiente di  $X_{t-1}$  nella regressione 3(A) e il corrispondente coefficiente di  $YINF_{t-1}$  nella regressione 3(C). Se, oltre a tale vincolo, imponiamo anche l'uguaglianza dei coefficienti di  $DU81$ ,  $DEBLUY_{t-1}$ ,  $DEBBRY_{t-1}$  e  $DEBBIY_{t-1}$  con i valori teorici che derivano dal prodotto tra i coefficienti della regressione di cointegrazione e il valore del coefficiente di correzione dell'errore della regressione 3(A), il test si distribuisce come un  $CHI2(6)$  ed è pari a 3,2433. Se poi imponiamo l'uguaglianza tra i coefficienti del modello ristretto e del modello non ristretto anche per i rimanenti termini di correzione differenziale, il test (che sotto l'ipotesi nulla si distribuisce come un  $CHI2(12)$ ) è pari a 3,6869. In entrambi i casi il valore della statistica è largamente al di sotto dei valori critici solitamente utilizzati.

Infine, nonostante la compresenza di variabili integrate di ordine 0 e 1 i residui della regressione appaiono stazionari (test DF e  $ADF(1)$ ).

La verifica empirica offre quindi sostegno al mantenimento del vincolo

imposto dalla stima a due stadi e, più in generale, la specificazione proposta, sia nel lungo che nel breve periodo, riceve supporto dai confronti proposti in questo paragrafo.

#### 4.3. Inflazione, debito pubblico e vincolo estero.

Nella sez. 4.1. si è stimato un modello ECM nella formulazione proposta da Engle e Granger, che esclude le risposte differenziali correnti. L'obiettivo non è stato quello di descrivere efficacemente la dinamica di breve periodo dell'inflazione, quanto il riaffermare l'esistenza di una relazione di cointegrazione tra il tasso d'inflazione e la dimensione e la struttura del debito pubblico.

Il passo successivo è l'individuazione di un modello ECM che tenga conto anche dei possibili legami intraperiodali tra inflazione e struttura del debito e che sia quindi una valida descrizione della dinamica inflazionistica di breve periodo. Poichè la spiegazione dell'inflazione tramite l'utilizzo esclusivo di grandezze di finanza pubblica può apparire parziale, nel modello ECM con differenze prime correnti si introduce anche la variabile  $TBBSY_t$ , il saldo corrente della bilancia commerciale (valutato in lire) in rapporto al PIL. Tale variabile cerca di rappresentare, seppure in modo grossolano, alcuni effetti "reali" di breve periodo esercitati dal mercato dei beni sul tasso d'inflazione (23). L'introduzione di  $TBBSY_t$  risulta opportuna sia per l'elevato grado di apertura del sistema economico italiano (che durante il periodo in esame ha talvolta ricevuto dall'esterno impulsi inflazionistici di notevole entità), che per l'importanza attribuita all'obiettivo dell'equilibrio del saldo della bilancia commerciale.

Il differenziale tra il tasso d'inflazione italiano e quello medio dei paesi industrializzati e il tasso di crescita del PIL in termini reali non

esercitano invece un ruolo significativo nella determinazione della variazione del tasso dell'inflazione.

L'introduzione delle differenze prime correnti e di  $TBBSY_t$  semplifica e migliora la spiegazione della dinamica inflazionistica rispetto al modello ECM precedente. La regressione risultante, stimata con il metodo dei minimi quadrati ordinari, una volta eliminati i termini non rilevanti, è riportata nella Tav. 4, col. (A). La presenza del termine di risposta differenziale corrente  $DDEBLUY_t$  può introdurre problemi di simultaneità e (in assenza dell'esogenità debole di  $DDEBLUY$ ) rendere inconsistenti le stime OLS.

La questione può essere affrontata determinando il modello ECM per  $DDEBLUY_t$ : se il coefficiente dell'errore della regressione di cointegrazione è diverso da zero,  $DDEBLUY_t$  non è debolmente esogena e sorgono problemi di simultaneità. I risultati empirici riportati nella Appendice II giustificano la procedura di stima adottata. Peraltro, l'utilizzo del metodo delle variabili strumentali non influisce sulla stima della regressione 4(A) (anche tale regressione è riportata nella Appendice II).

La dinamica inflazionistica rimane caratterizzata da un elevato grado di persistenza: la variazione dell'inflazione si mantiene per circa metà nel periodo seguente e l'aggiustamento del tasso dell'inflazione dà luogo a un movimento ciclico convergente, così come avveniva già per il modello della Tav. 3.

Oltre all'errore proporzionale  $X_{t-1}$ , gli strumenti di gestione del debito pubblico che nel breve periodo sembrano influire sulla variazione del tasso d'inflazione sono  $DDEBBRY_{t-1}$  e  $DDEBLUY_t$ . Sembra cioè emergere un meccanismo in cui sono rilevanti sia le passate aspettative a breve d'inflazione (che dovrebbero aver influenzato  $DDEBBRY_{t-1}$ ), che le correnti aspettative



d'inflazione a lungo termine, che dovrebbero influenzare  $DDEBLUY_t$ .

Un peggioramento del saldo commerciale rafforza la dinamica inflazionistica. Questo risultato può essere espressione di un incremento della domanda aggregata (che si riflette sui prezzi e sull'equilibrio esterno), oppure la conseguenza di uno spostamento della curva di offerta aggregata (a seguito degli shock sulle materie prime che si sono succeduti durante gli anni settanta ed ottanta). Inoltre, durante gli anni '70 e nei primi anni '80 la reazione ad un peggioramento della bilancia commerciale consisteva spesso in un deprezzamento della lira, manovra che rafforzava gli impulsi inflazionistici.

L'effetto del saldo della bilancia commerciale sulla dinamica inflazionistica sembra essere asimmetrico. Scissa TBBSY in due serie, una con i saldi positivi e l'altra con i saldi negativi e sostituite queste alla variabile originaria nella regressione 4(A), l'effetto sull'inflazione risulta dovuto esclusivamente alla serie dei saldi negativi (24). L'interpretazione del risultato in termini di shock da offerta o di regola di politica economica è quindi rafforzata.

Nella 4(A) l'effetto di breve periodo della dummy 1981-1991 non appare significativo; se negli anni ottanta, quindi, si abbassa il tasso d'inflazione di lungo periodo, la variabilità dello stesso risulta analoga a quella del periodo 1962-1980. La minore variabilità del tasso d'inflazione potrebbe essere quindi spiegata dal comportamento di TBBSY, piuttosto che da fattori esogeni.

Nel periodo 1962-1981 le capacità previsive del modello di breve periodo sono notevoli e il modello non evidenzia problemi di instabilità strutturale.

Tav. 4

## Modelli a correzione dell'errore (II)

	(A)	(B)	(C)
VAR. DIP. DYINF(t)	1962-1991	1962-1981	1962-1991
COST.	-	-	-0,01817
DU81	-	-	(-2,6075)
X(t-1)	-1,27800	-1,37850	(-2,9951)
	(-7,0805)	(-4,4985)	-
DYINF(t-1)	0,47675	0,58303	0,50495
	(3,8242)	(2,6648)	(3,6058)
DDEBBRY(t-1)	-0,49026	-0,42486	-0,37321
	(-4,1620)	(-2,2700)	(-2,3481)
DDEBLUY(t)	-0,36661	-0,57184	-0,44233
	(-4,9478)	(-2,6416)	(-3,2359)
TBBSY(t)	-0,67041	-0,48718	-0,66499
	(-5,9300)	(-2,0489)	(-2,9371)
YINF(t-1)	-	-	-1,18020
	-	-	(-6,3282)
DEBLUY(t-1)	-	-	-0,36818
	-	-	(-4,2731)
DEBBRY(t-1)	-	-	0,83467
	-	-	(4,7827)
DEBBIY(t-1)	-	-	1,00660
	-	-	(5,9916)
R2	0,86461	0,86857	0,89898
R2 corr.	0,84294	0,83352	0,85352
R.S.S.	0,00292	0,00222	0,00218
S.E.R.	0,01080	0,01225	0,01043
D.W.	2,04040	1,97600	2,25230
LM CHI2(1)	0,05328	0,35128	0,63711
LM CHI2(2)	0,08554	0,56227	1,27210
RESET CHI2(1)	2,24350	3,40660	0,51169
NORMALITA' CHI2(2)	2,47370	1,52830	1,97820
ETEROSCHED. CHI2(1)	1,73080	1,32010	1,32880
STAB.STRUT. CHI2(6)	-	2,37960	-
PREVISIONE CHI2(10)	-	4,75000	-
WALD TEST 1 CHI2(1)	-	0,10765	0,27473
WALD TEST 2 CHI2(6)	-	-	3,01030
WALD TEST 3 CHI2(10)	-	1,01900(a)	6,98360
DF	-5,42510	-4,24700	-6,02790

Nota: i valori tra parentesi sono le statistiche  $t$ ; il test DF verifica la presenza di radici unitarie nella serie dei residui delle regressioni. (a) il test 3 di Wald per il modello 4(B) é un CHI2(5).

Anche il modello non vincolato soddisfa, all'usuale soglia del 5%, i principali test diagnostici. Il valore del test di Wald per la verifica

dell'uguaglianza dei coefficienti di  $YINF_{t-1}$  e  $X_{t-1}$  resta ben inferiore alla soglia critica, così come avviene per i test che considerano esplicitamente anche le altre componenti del vettore di cointegrazione (Wald test 2) e i termini di risposta differenziale (Wald test 3).

## 5. Conclusioni.

In Italia da tempo si osserva la compresenza di livelli elevati di inflazione e debito pubblico. La presenza di cointegrazione tra l'inflazione e i rapporti debito a breve termine, a lungo termine e verso la Banca d'Italia suggerisce l'esistenza di un legame di lungo periodo tra queste grandezze. Un incremento del rapporto tra debito a lungo termine e PIL abbassa il tasso d'inflazione, mentre gli altri due rapporti esercitano un effetto opposto. Non emerge invece alcuna relazione di lungo periodo tra il rapporto debito complessivo/PIL e il tasso d'inflazione.

Se l'inflazione dipendesse solo dal deficit pubblico (via variazioni della domanda aggregata), il ruolo dello stock di attività finanziarie dovrebbe essere di secondaria importanza. Il risultato che emerge è invece diverso, ma un'interpretazione basata sugli effetti ricchezza non appare comunque del tutto soddisfacente. Tali effetti, a seconda del grado di liquidità dei titoli pubblici, dovrebbero esercitare impulsi inflazionistici opposti.

Un meccanismo basato sulla determinazione di una politica monetaria temporalmente coerente in presenza di elevato debito pubblico e coordinamento tra autorità monetarie e fiscali sembra invece in accordo con l'evidenza empirica che descrive la recente esperienza italiana. Data le scelte di politica fiscale, sembra assai improbabile che l'autorità monetaria possa essere considerata indipendente e credibile così da poter imporre un equilibrio caratterizzato da bassa inflazione. La situazione che sembra più opportuna da esaminare è invece quella discrezionale.

Se non si considera il problema del rifinanziamento del debito residuo o della creazione di debito nel futuro, si è tentati di inflazionare per diminuire il valore reale del debito. In ambito multiperiodale effetti reputazionali possono (in tutto o in parte) eliminare la tentazione del ripudio via l'inflazione a sorpresa.

La composizione del debito pubblico induce differenti manovre di politica monetaria nel caso di prevalenza di titoli a breve o a lungo termine. In assenza di una monetizzazione diretta del debito, l'emissione di titoli a lungo termine induce un minor grado di attivismo del policymaker rispetto al caso dell'emissione di titoli a breve. In una situazione in cui, nel lungo andare, le sorprese inflazionistiche non riescono, la limitazione delle possibilità di manovra migliora l'esito discrezionale poichè, a parità di altri elementi, si riduce l'incentivo a inflazionare. A livello teorico, l'impatto inflazionistico delle manovre non è univocamente determinabile se il debito, come nel caso italiano, è parzialmente monetizzato.

Emerge comunque una situazione in cui le scelte finanziarie degli operatori pubblici contribuiscono a influenzare il tasso d'inflazione. Anche la relazione di breve periodo (nella forma di un modello ECM) è congruente con una simile interpretazione. La dinamica inflazionistica viene temporaneamente modificata, inoltre, dalle transazioni con l'estero: un miglioramento del saldo commerciale riduce l'inflazione.

L'evidenza empirica presentata, pur promettente, è però lungi dall'essere conclusiva; una più completa comprensione della dinamica inflazionistica richiede l'esplicita modellizzazione delle aspettative e la valutazione congiunta del ruolo del debito pubblico e degli impulsi inflazionistici esercitati dalla domanda aggregata.

Note.

- (1) Il lavoro di Hafer e Hein (1988) esemplifica un certo tipo di analisi empirica ed ateorica che si propone di valutare l'impatto inflazionistico del debito tramite processi vettoriali autoregressivi.
- (2) Questo punto si connette al dibattito su risparmio ed equivalenza ricardiana, affrontato in una numerosa serie di lavori. Sul caso italiano si possono ricordare, Modigliani, Jappelli (1987), "Fiscal Policy and Saving in Italy Since 1860", in (a cura di Boskin, Flemming, Gorini), **Private Saving and Public Debt**, Basil Blackwell, Oxford.; Modigliani Jappelli (1988), "The Determinants of Interest Rates in the Italian Economy", The Review of Economic Conditions in Italy, n. 1.
- (3) Solitamente si propone una situazione in cui le aspettative inflazionistiche sono esogene e il policymaker, dati gli obiettivi di stabilizzazione macroeconomica, minimizza il costo di gestione del debito.
- (4) In generale, per una data successione temporale della spesa pubblica, l'utilizzo di un insieme di titoli (nominali e reali) sufficientemente ampio in modo da creare una particolare struttura del debito riesce ad eliminare completamente l'incentivo ad adottare politiche temporalmente incoerenti (e la conseguente subottimalità dell'equilibrio discrezionale), anche con riferimento alla politica impositiva. Cfr. Lucas, Stokey (1983) per il caso di un'economia non monetaria; per il caso di un'economia monetaria cfr. Persson, Persson e Svensson (1987), Calvo e Obstfeld (1990) e Persson, Persson e Svensson (1990).
- (5) La quasi totale assenza di titoli indicizzati, strumenti teoricamente ottimali, riveste un certo interesse. Sulle possibili ragioni della mancata indicizzazione del debito cfr. Bohn (1988), "Why Do We Have Nominal Government Debt?", Journal of Monetary Economics, vol. 21, pp. 127-140, e Fischer, Summers, (1989), "Should Nations Learn to Live with Inflation?", NBER Working Paper, n. 2815.)
- (6) Cfr. Calvo (1988), Calvo e Guidotti (1990), Blanchard e Missale (1991), Scorcu (1992).
- (7) Un primo tentativo di valutazione di uno specifico modello é offerto da Calvo e Guidotti (1991).
- (8) La letteratura sul rapporto tra politica fiscale e monetaria ha sempre rappresentato un filone rilevante della letteratura. I modelli con aspettative forward looking che prendono spunto dal lavoro di Sargent e Wallace (1981), considerano esplicitamente il problema della coerenza dinamica delle manovre. Sargent e Wallace (1981) illustrano, a livello teorico, il legame tra una politica fiscale esogena e una politica monetaria necessariamente accomodante. Differenti soluzioni istituzionali sono quelle di Tabellini (1986), (1987), (1988) e Alesina e Tabellini (1987). A livello empirico cfr., ad esempio, Tabellini (1991).
- (9) Il rapporto debito/PIL é suscettibile di numerose interpretazioni teoriche; cfr., ad esempio, Casarosa (1988). In presenza d'inflazione sono state proposte alcune modificazioni nella misurazione empirica del rapporto. Su questi aspetti cfr. Tanzi et al. (1987).

- (10) Tra i contributi che ricostruiscono i principali aspetti della politica fiscale cfr., ad esempio, D'Adda e Salituro (1989) e Giavazzi e Spaventa (1989).
- (11) Le condizioni analitiche di sostenibilità del debito non coincidono con quelle empiriche, solitamente più stringenti: cfr. Galli e Giavazzi (1992) e de Luzenberger, Imbriani e Marini (1992).
- (12) Conclusioni analoghe emergono anche per l'Italia. Nel periodo 1861-1991 i test DF e ADF(1) su YINF sono pari, rispettivamente, a -4,91 e -4,20, valori ben al di sopra delle usuali soglie critiche. I valori di YINF precedenti al 1960 sono calcolati sulla base dei dati in Spinelli - Fratianni, *Storia monetaria d'Italia*, 1990, Mondadori, Milano.
- (13) La ricerca di una relazione di cointegrazione risulta viceversa inappropriata se si presuppone l'esistenza di un unico livello di equilibrio dell'inflazione e/o dei rapporti debito/PIL.
- (14) La letteratura sulla cointegrazione, a partire dall'inizio degli anni '80 si è sviluppata notevolmente. Alcune recenti esposizioni sono quelle di Bodo, Parigi, Urga, 1990, "Test di integrazione e analisi di cointegrazione: una rassegna della letteratura e un'applicazione", Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 139 e Muscatelli, 1992, "Cointegration and the Dynamic Time Series Models", Journal of Economic Surveys, vol. 6.
- (15) Nelle analisi di integrazione e di cointegrazione presentate nei paragrafi 3 e 4, la sostituzione del deflatore del PIL con i prezzi al consumo lascia sostanzialmente inalterate le conclusioni. La correzione per l'inflazione dello stock di debito pubblico non esercita effetti significativi sulla relazione di cointegrazione, ma modifica lievemente il processo di aggiustamento di breve periodo. Nel complesso i risultati dell'esercizio empirico proposto appaiono robusti. Avendo a disposizione un modello teorico ben preciso, ciò potrebbe creare qualche problema interpretativo; al contrario, ad uno stadio iniziale dell'indagine questo aspetto viene valutato positivamente.
- (16) Questo non significa che la regressione in parola non possa essere considerata come una combinazione lineare di più relazioni di cointegrazione, ognuna costituita dalle stesse variabili.
- (17) Data l'assenza di autocorrelazione nei residui della regressione di cointegrazione, il test ADF considera il solo caso di ritardo di ordine 1.
- (18) I vettori di cointegrazione originari e normalizzati rispetto a YINF e i corrispondenti valori delle statistiche CRDW, DF e ADF sono riportati nella Appendice II.
- (19) La letteratura che esamina gli effetti macroeconomici del deficit pubblici si sovrappone in parte a quella che analizza gli effetti del debito. Gli aspetti finanziari in questo caso sono meno facilmente identificabili. Per un tentativo di valutazione empirica dell'impatto inflazionistico del deficit cfr. Scorcu (1991).
- (20) Il meccanismo a correzione dell'errore (ECM) deriva dallo studio delle

manovre di stabilizzazione di Phillips (1954, 1957). Una prima applicazione econometrica è quella di Sargan (1964). Il modello, riproposto da Davidson *et al.* (1978), deve parte della sua diffusione al legame tra lo stesso e le relazioni di cointegrazione.

(21) Sulla lettura in termini di meccanismi backward o forward dei modelli ECM cfr. Campbell e Shiller (1988) e Hendry (1988). I test proposti da questi Autori per distinguere tra modelli ECM backward e forward non sono immediatamente applicabili alla situazione esaminata, nella quale il modello "strutturale" non è completamente precisato.

(22) Valgono considerazioni analoghe per le regressioni introdotte in seguito, alle colonne (B) e (C) e per i modelli a correzione dell'errore della Tav. 4.

(23) Nel modello di breve periodo la variabile (stazionaria) rapporto creazione di base monetaria tramite il canale estero/PIL non risulta significativa. Sulla base di questo fatto si è privilegiata un'interpretazione non finanziaria della variabile TBBSY.

(24) La regressione in questione è riportata nell'Appendice II.