

Deficit pubblico, tassi d'interesse reali a lungo termine *ex post* e causalità*

RICHARD J. CEBULA

1. Introduzione

Vari studi empirici (Barth e Bradley 1989, Barth, Iden e Russek 1984 e 1985, Barth, Iden, Russek e Wohar 1989, Belton 1992 e 1993, Cebula 1991a e 1991b, Cebula e Saltz 1993, Feldstein ed Eckstein 1970, Hoelscher 1986, Ostrosky 1990, Swamy, Kolluri e Singamsetti 1990, Tanzi 1985, Vamvoukas 1997) hanno indagato sull'impatto del disavanzo di bilancio del governo federale sui tassi d'interesse negli Stati Uniti. La maggior parte di questi studi concludono che il deficit di bilancio federale esercita un impatto positivo e significativo sui tassi d'interesse di lungo termine.

La relazione tra deficit di bilancio e tasso d'interesse è solitamente espressa nell'ambito di uno schema IS/LM o di un modello di fondi a prestito. Nello schema IS/LM, l'idea tradizionale è che la curva IS sia inclinata negativamente e la curva LM sia inclinata positivamente. In ogni caso, data la stabilità della IS/LM, un incremento degli acquisti reali di beni e servizi da parte del governo finanziati in deficit sposta la curva IS verso l'alto, generando - tra le altre cose - tassi d'interesse più alti. Questo paradigma implica chiaramente una direzione di causalità che va dall'incremento del deficit ai tassi d'interesse. In maniera simile, anche il modello dei fondi a prestito implica che la causalità vada dal deficit di bilancio ai tassi d'interesse a lungo termine (Barth, Iden e Russek 1984, Hoelscher 1986, Cebula 1988).

□ Georgia Institute of Technology, Atlanta (USA).

* L'autore ringrazia Ira S. Saltz, Paravastu Swamy e due anonimi *referees* per gli utili suggerimenti.

Comunque, in questo lavoro si sostiene che la direzione della causalità tra tassi d'interesse reali a lungo termine e deficit di bilancio può ben essere quella opposta, cioè che i tassi d'interesse reali a lungo termine possono causare il deficit di bilancio. Questa causalità inversa sembra plausibile almeno per due ragioni. In primo luogo, la maggior parte del deficit del governo federale è finanziato o rifinanziato in appena pochi anni. Ad esempio, la maturità media del deficit di bilancio del governo federale varia da un minimo di 2,58 anni a un massimo di 6,1 anni durante il periodo che va dal 1973 al 1996. Ciò significa che in un periodo di appena due o tre anni la maggior parte del debito nazionale può essere rifinanziato. Così, un aumento del tasso d'interesse reale si traduce velocemente in un aumento dei pagamenti per interessi reali che devono essere fatti in ogni periodo per servire il debito nazionale. Per quanto riguarda l'interesse netto sul debito nazionale, esso nel 1996 rappresentava circa il 15% del bilancio totale del governo federale degli Stati Uniti.¹

In secondo luogo, secondo la teoria macroeconomica tradizionale, un aumento del tasso d'interesse reale dovrebbe condurre a una caduta della crescita economica reale in termini di diminuzione della domanda aggregata d'investimenti e di beni di consumo durevoli. Un tale declino della crescita economica potrebbe condurre a una maggiore disoccupazione e quindi a un aumento del deficit ciclico del governo attraverso una riduzione delle entrate fiscali e un incremento dei pagamenti per trasferimenti come i sussidi di disoccupazione; inoltre, nella misura in cui i responsabili della politica economica sono sensibili alla maggiore disoccupazione, anche il deficit strutturale può essere aumentato nel tentativo di combattere la maggiore disoccupazione.

Lo scopo di questo studio è quello di analizzare empiricamente la direzione della causalità tra il deficit di bilancio del governo federale e il tasso d'interesse reale a lungo termine negli Stati Uniti. In primo luogo, studiamo la direzione della causalità tra il deficit di bilancio totale federale e il tasso d'interesse reale a lungo termine. In seguito, suddividiamo il deficit di bilancio totale del governo federale nelle componenti strutturale e ciclica e, utilizzando un test di causalità multivariato, determiniamo la direzione della causalità tra il tasso d'interesse reale a lungo termine, il tasso di disoccupazione e il deficit strutturale.

¹ Sulle relazioni tra tassi d'interesse, debito nazionale e deficit di bilancio in rapporto al Pil, si vedano Domar (1947) e Pasinetti (1989).

2. L'analisi empirica

Il passo iniziale nell'analisi è la definizione delle variabili di base oggetto d'indagine. Coerentemente con la maggior parte degli studi esistenti, indichiamo la misura iniziale del deficit di bilancio totale con TDY, definito come il rapporto tra il deficit totale di bilancio del governo federale nel trimestre t depurato dalla componente stagionale e il Pil nel trimestre t depurato dalla componente stagionale, espresso in termini percentuali. Il tasso d'interesse reale a lungo termine nel periodo t , $R20_t$, è definito come la media dei tassi d'interesse nominali sui titoli ventennali del Tesoro statunitense durante il trimestre (espressi in percentuale annua) meno il tasso d'inflazione effettivo dell'indice dei prezzi al consumo nel trimestre (espresso in percentuale annua). In tal modo, $R20_t$ è il tasso d'interesse reale *ex post*. Questa formulazione di $R20$ come tasso d'interesse reale *ex post* è coerente con l'analisi di Cukierman e Meltzer (1989) e con gli studi empirici di Evans (1985), Belton (1992 e 1993) e Cebula (1991a e 1991b). Inoltre, il tentativo di formulare un tasso d'interesse reale *ex ante* può essere potenzialmente assai problematico, poiché può essere difficile trovare una misura appropriata delle aspettative d'inflazione (Swamy, Kolluri e Singamsetti 1990). Ad esempio, l'uso di dati rilevati tramite sondaggi come quelli alla Livingston è insoddisfacente poiché «non ci si può aspettare che l'euristica che le persone hanno a disposizione per formarsi le aspettative produca automaticamente aspettative che soddisfano pienamente i vincoli normativi sui giudizi di probabilità soggettivi dati dalla teoria bayesiana» (Swamy, Kolluri e Singamsetti 1990, p. 1013). D'altra parte, come essi osservano, può essere ragionevole e utile ricorrere a «un ritardo distribuito sull'inflazione effettiva dei prezzi» nel tentativo di generare una *proxy* dell'inflazione attesa. In ogni caso, concentrarsi sul tasso d'interesse reale *ex post* è non solo coerente con quanto fatto in molti studi precedenti, ma ci permette anche di evitare problemi potenziali associati alla ricerca di una misura soddisfacente dell'inflazione attesa.

Il passo successivo dell'analisi empirica è quello di determinare una forma appropriata del test di causalità. Per evitare risultati di regressione spuri, analizziamo in primo luogo la stazionarietà delle variabili utilizzando il test Augmented Dickey-Fuller (ADF), adottando il criterio Schwarz-bayesiano per determinare l'ampiezza ottima del ritardo del termine autoregressivo. I dati sono trimestrali, il

periodo cui fa riferimento questo studio è quello che va da febbraio 1973 a marzo 1996. Iniziamo nel febbraio 1973 poiché questo trimestre segna il collasso del sistema di tassi di cambio fissi (Bretton Woods). Terminiamo con il marzo 1996 per rendere lo studio il più attuale possibile compatibilmente con i dati a disposizione. Il test ADF rivela che sia TDY_t , sia $R20_t$, non sono stazionari nei livelli. In tal modo vengono utilizzate nell'analisi empirica $DTDY_t$, la differenza prima di TDY_t , e $DR20_t$, la differenza prima di $R20_t$. Le statistiche ADF per $DTDY_t$ e $DR20_t$ sono $-10,20$ e $-7,91$ rispettivamente, il che implica che entrambe le variabili (il deficit e il tasso d'interesse reale) sono stazionarie nelle differenze prime. I risultati del test di Phillips-Perron sono pienamente coerenti con queste conclusioni.²

Il passo successivo è quello di saggiare la cointegrazione tra TDY_t e $R20_t$. Adottiamo il test di cointegrazione sviluppato da Johansen e Juselius (1990) e troviamo che il vettore di cointegrazione (1 -2,99) nell'equazione (1) ha rango 1; ciò indica che le variabili sono cointegrate:

$$z_t = R20_t - 2,99TDY_t \quad (1)$$

Questo particolare vettore massimizza la probabilità di stazionarietà del sistema. Il test statistico del rapporto di massima verosimiglianza è 43,98, e ci permette di rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di cointegrazione a un livello di confidenza del 99%. Il vettore di cointegrazione z_t indica l'esistenza di una relazione positiva di lungo periodo tra il tasso d'interesse reale di lungo periodo e il deficit di bilancio totale del governo federale.

Essendo le variabili integrate come $I(1)$ ma cointegrate come $CI(0)$, si utilizza il modello di correzione dell'errore per saggiare la direzione della causalità, stimando i parametri delle equazioni (2) e (3) sotto riportate:

$$DR20_t = a_0 + \sum_{i=1}^r a_{1i} DR20_{t-i} + \sum_{j=1}^s a_{2j} DTDY_{t-j} + a_3 z_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$DTDY_t = b_0 + \sum_{i=1}^r b_{1i} DR20_{t-i} + \sum_{j=1}^s b_{2j} DTDY_{t-j} + b_3 z_{t-1} + v_t \quad (3)$$

² In generale, il test di Phillips-Perron conferma tutti i risultati ADF ottenuti in questo lavoro. I risultati di Phillips-Perron possono essere forniti su richiesta.

dove $DR20_t$, $DTDY_t$ e z_t sono definite in precedenza e u_t e v_t sono errori stocastici. Le ampiezze dei ritardi r , s , r' e s' sono determinate con il criterio di Schwarz-Bayes (CSB).

Si dice che il deficit di bilancio "causa" il tasso d'interesse reale a lungo termine se la somma degli a_{2j} è significativa o se a_3 è statisticamente significativo e la somma dei b_{1i} non è significativa e b_3 non è significativo. Similmente, il tasso d'interesse reale a lungo termine "causa" il deficit di bilancio se la somma dei b_{1i} è significativa o se b_3 è significativo e gli a_{2j} non sono significativi e a_3 non è significativo. Infine, vi è una "causalità bidirezionale" se gli a_{2j} o a_3 sono significativi e se b_{1i} o b_3 sono significativi.

Il test di causalità è stato effettuato utilizzando il metodo dei minimi quadrati ordinari. Come osservato in precedenza, l'ampiezza degli sfasamenti è stata determinata utilizzando il criterio di Schwarz-Bayes e si è saggiata l'ipotesi che i residui fossero legati da una correlazione seriale utilizzando sia il test del moltiplicatore di Lagrange sia la Q statistica di Box-Pierce. Questi test statistici non vengono riportati, ma indicano l'assenza di ogni significativa correlazione seriale.³

Le stime dei parametri per le equazioni (2) e (3) sono:

$$DR20_t = -0,55 + 0,35DR20_{t-1} - 0,27DR20_{t-2} + 0,36DR20_{t-3} \\ (+2,98) \quad (-2,13) \quad (+3,22) \\ - 0,28DTDY_{t-1} - 0,11z_{t-1} \quad (4) \\ (-1,08) \quad (-1,59)$$

$$R^2 \text{ corr.} = 0,19$$

$$DTDY_t = 0,68 + 0,083DR20_{t-1} + 0,06DTDY_{t-1} + 0,25DTDY_{t-2} \\ (+1,67) \quad (+0,60) \quad (+2,83) \\ - 0,39z_{t-1} \quad (5) \\ (-4,45)$$

$$R^2 \text{ corr.} = 0,34$$

dove i termini in parentesi sotto i coefficienti indicano le t statistiche. z_{t-1} è il vettore di cointegrazione, scritto in modo che il coefficiente della variabile dipendente sia uno.⁴

Nell'equazione (4) né il coefficiente di z_{t-1} né quello di $DTDY_{t-1}$ sono statisticamente significativi, nemmeno al livello del 10%; ciò

³ Questi risultati possono essere forniti su richiesta.

⁴ Per esempio nell'equazione (4), $z_t = R20_t - 2,99TDY_t$ e nell'equazione (5) $z_t = TDY_t - 0,39R20_t$.

implica che (in contrasto con quanto prevedono il modello IS/LM e quello dei fondi a prestito) i deficit di bilancio *non* hanno un impatto causale di lungo periodo sul tasso d'interesse reale di lungo periodo.

Il coefficiente di z_{t-1} nell'equazione (5) è negativo e statisticamente significativo al livello dell'1%; ciò implica che il tasso d'interesse reale di lungo periodo causi, nel lungo periodo, il deficit di bilancio. Il segno negativo significativo indica un effetto causale positivo, così che un aumento del tasso d'interesse reale di lungo periodo *ex post* causa un aumento nel deficit di bilancio del governo federale nel periodo febbraio 1973-marzo 1996. Sembra così che la correlazione positiva tra il tasso d'interesse reale a lungo termine *ex post* e il deficit di bilancio *totale* trovata in studi precedenti sugli Stati Uniti possa essere il risultato dell'effetto del tasso d'interesse reale a lungo termine sui deficit di bilancio, non viceversa. Questo risultato può ben derivare da una o da entrambe le ragioni riassunte nell'introduzione di questo lavoro.

Per ottenere ulteriori indicazioni da quest'analisi, la misura del deficit di bilancio totale viene ora dicotomizzata nelle componenti strutturale e ciclica. Possiamo perciò scrivere:

$$DTDY_t = DSDY_t + DCDY_t \quad (6)$$

dove $DSDY_t$ è la differenza prima di SDY_t , il rapporto tra il deficit di bilancio strutturale depurato dalla componente stagionale nel trimestre t e il Pil nel trimestre t depurato dalla componente stagionale (espresso in termini percentuali), e $DCDY_t$ è la differenza prima di CDY_t , il rapporto tra la componente ciclica del deficit di bilancio depurata dalla componente stagionale nel trimestre t e il Pil del trimestre t depurato dalla componente stagionale (espresso in termini percentuali). Si osservi inoltre che negli studi precedenti $DCDY_t$ risulta sistematicamente funzione soprattutto di DU_t , la differenza prima di U_t , il tasso di disoccupazione della forza lavoro civile depurato dalla componente stagionale (espresso in termini percentuali) nel trimestre t (Belton 1992 e 1993; Cebula 1988, 1991a e 1991b e Ostrosky 1990). In tal modo possiamo scrivere:

$$DTDY_t = DSDY_t + cDU_t \quad (7)$$

In maniera simile TDY_t , $R20_t$, SDY_t e U_t hanno radici unitarie (non sono stazionarie nei livelli). Nel nostro modello dobbiamo quindi utilizzare $DSDY_t$ e DU_t , piuttosto che il deficit strutturale e il tasso di disoccupazione nei livelli; ciò perché utilizzando il criterio di

Schwarz-Bayes le statistiche ADF per $DSDY_t$ e DU_t sono $-11,34$ e $-6,75$ entrambe significative al livello dell'1%.

Per $z_t = R20_t - 2,9U_t - 2,85SDY_t$, il vettore di cointegrazione $(1 -2,9 -2,85)$ ha rango 1, ciò indica che le variabili U_t , SDY_t e $R20_t$ sono cointegrate. Questo particolare vettore $(1 -2,9 -2,85)$ massimizza la probabilità della stazionarietà nel sistema. Per integrare i risultati precedenti e attestare ulteriormente la robustezza dei risultati si osservi che il test del rapporto di massima verosimiglianza è pari a 49,95. Possiamo pertanto rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di cointegrazione a un livello di confidenza del 99%. Ancora, esprimiamo il termine di correzione dell'errore, il vettore di cointegrazione, in modo tale che la variabile dipendente abbia coefficiente 1.⁵ In tal modo, ci riferiamo alle equazioni (8), (9) e (10) che rappresentano il modello multivariato di correzione dell'errore:

$$DR20_t = a_0 + \sum_{i=1}^l a_{1i} DR20_{t-i} + \sum_{j=1}^m a_{2j} DSDY_{t-j} + \sum_{k=1}^n a_{3k} DU_{t-k} + a_4 z_{t-1} + u_t \quad (8)$$

$$DSDY_t = b_0 + \sum_{i=1}^{l'} b_{1i} DR20_{t-i} + \sum_{j=1}^{m'} b_{2j} DSDY_{t-j} + \sum_{k=1}^{n'} b_{3k} DU_{t-k} + b_4 z_{t-1} + v_t \quad (9)$$

$$DU_t = c_0 + \sum_{i=1}^{l''} c_{1i} DR20_{t-i} + \sum_{j=1}^{m''} c_{2j} DSDY_{t-j} + \sum_{k=1}^{n''} c_{3k} DU_{t-k} + c_4 z_{t-1} + w_t \quad (10)$$

dove u_t , v_t e w_t sono termini di errore stocastici nel modello, e l , l' , l'' , m , m' , m'' , n , n' , n'' sono le ampiezze degli sfasamenti determinate da SBC.

Inoltre, utilizzando DU_t al posto di $DCDY_t$, vi è un importante vantaggio teorico. Non vi è alcuna ragione teorica per ritenere che il deficit ciclico abbia sul tasso d'interesse reale di lungo termine un effetto differente rispetto al deficit strutturale o totale. Gli acquirenti dei titoli non distinguono tra titoli venduti dal Tesoro per finanziare il deficit strutturale e titoli venduti per finanziare il deficit ciclico. Se nel modello $DCDY_t$ è utilizzata come variabile, il suo coefficiente

⁵ In tal modo nell'equazione (8), $z_t = R20_t - 2,9U_t - 2,85SDY_t$; nell'equazione (9), $z_t = SDY_t - 0,34R20_t + 1,05U_t$; nell'equazione (10), $z_t = U_t - 0,34R20_t + 0,99SDY_t$.

dovrebbe essere pari a quello di $DSDY_t$, più l'effetto di DU_t sulla variabile dipendente. Poiché ci aspettiamo che DU_t abbia un impatto su $DR20_t$, o viceversa, è importante includere DU_t nel modello. È possibile che, nel caso in cui non vi sia una relazione tra TDY_t e $R20_t$, $DTDY_t$ sia semplicemente una *proxy* per DU_t , nelle equazioni (4) e (5) poiché variazioni in DU_t causano variazioni in $DTDY_t$, e possono essere correlate con $DR20_t$.

A priori, il vettore di cointegrazione sembra suggerire una possibile direzione di causalità. Il vettore indica che $R20_t$ e U_t sono legati positivamente. Ciò non è coerente con la teoria secondo cui U_t causa $R20_t$, in quanto ci aspettiamo che un incremento in U_t determini una diminuzione della domanda di fondi a prestito e minori tassi d'interesse reali a lungo termine. Comunque, se la direzione della causalità va dal tasso d'interesse reale a lungo termine verso la disoccupazione, questo vettore di cointegrazione è coerente con la teoria macroeconomica tradizionale: cioè, ci aspetteremmo che un aumento in $R20_t$ causi un aumento in U_t .

La stima dei parametri del modello con il metodo dei minimi quadrati ordinari (sia il test del moltiplicatore di Lagrange sia la Q statistica di Box-Pierce non rivelano presenza di correlazione seriale) determina:

$$DR20_t = -1,40 + 0,35DR20_{t-1} - 0,41DR20_{t-2} + 0,37DR20_{t-3} - 0,20DR20_{t-4} \\ \quad \quad \quad (+2,88) \quad \quad (-3,24) \quad \quad (+3,21) \quad \quad (-1,76) \\ - 0,30DSDY_{t-1} + 0,48DU_{t-1} - 0,060z_{t-1} \quad \quad \quad (11) \\ \quad \quad \quad (-1,05) \quad \quad (+1,10) \quad \quad (-1,09)$$

$$R^2 \text{ corr.} = 0,18$$

$$DSDY_t = -0,52 + 0,11DR20_{t-1} - 0,41DSDY_{t-1} - 0,25DSDY_{t-2} - 0,27DSDY_{t-3} \\ \quad \quad \quad (+2,57) \quad \quad (-3,53) \quad \quad (-2,16) \quad \quad (-2,67) \\ + 0,56DU_{t-1} + 0,063z_{t-1} \quad \quad \quad (12) \\ \quad \quad \quad (+3,77) \quad \quad (+1,06)$$

$$R^2 \text{ corr.} = 0,28$$

$$DU_t = 1,02 + 0,07DR20_{t-1} + 0,02DSDY_{t-1} + 0,6DU_{t-1} - 0,11z_{t-1} \quad \quad \quad (13) \\ \quad \quad \quad (+3,95) \quad \quad (+0,39) \quad \quad (+8,10) \quad \quad (-4,45)$$

$$R^2 \text{ corr.} = 0,65$$

Per quanto riguarda l'equazione (11), il coefficiente di $DSDY_t$ non è statisticamente significativo neppure al livello del 10%. As-

sociato alla non significatività del coefficiente di z_{t-1} , ciò ci permette di rifiutare l'ipotesi che il deficit di bilancio strutturale sia una causa del tasso d'interesse reale a lungo termine *ex post*. Questa conclusione è perfettamente coerente con i risultati precedenti. In aggiunta, il coefficiente di DU_{t-1} non è statisticamente significativo neppure al livello del 10%; ciò ci permette di rifiutare l'ipotesi che la disoccupazione causi il tasso d'interesse reale a lungo termine.

Il coefficiente di $R20_t$, nell'equazione (12) è statisticamente significativo al livello del 2%; ciò ci permette di accettare l'ipotesi che il tasso d'interesse reale a lungo termine *ex post* causi il deficit strutturale. Il coefficiente di DU_t è positivo e statisticamente significativo al livello dell'1%; accettiamo pertanto l'ipotesi che il tasso di disoccupazione causi il deficit strutturale così come il deficit ciclico.

L'equazione (13) rivela sia una causalità di lungo sia una causalità di breve periodo, così che un più elevato tasso d'interesse reale a lungo termine causa un aumento del tasso di disoccupazione. Questa ipotesi è statisticamente significativa al livello dell'1% sia per il lungo sia per il breve periodo.

3. Conclusioni

I risultati *preliminari* riportati nelle equazioni (4), (5), (11), (12) e (13) suggeriscono nettamente che negli Stati Uniti, nel periodo compreso tra febbraio 1973 e marzo 1996, un aumento del tasso d'interesse reale *ex post* a lungo termine ha causato un aumento del deficit di bilancio del governo federale, e non viceversa, come sostenuto da vari studi precedenti. Questa direzione della causalità sembra derivare sia dall'effetto del tasso d'interesse reale a lungo termine sul costo del finanziamento (o rifinanziamento) del debito nazionale, sia dall'effetto che il tasso d'interesse reale a lungo termine ha sul tasso di disoccupazione. Questo sembra confermato dal fatto che la causalità va da $DR20_t$ a $DTDY_t$ nella (5) e da $DR20_t$ a $DSDY_t$ nella (12), nella quale teniamo anche conto dell'effetto dei cambiamenti nel tasso di disoccupazione su $DSDY_t$. Inoltre, troviamo che $DR20_t$ causa DU_t , cioè incrementi del tasso d'interesse reale a lungo termine determinano un aumento della disoccupazione. Possono anche esistere retroazioni verso il deficit di bilancio del governo, come indicato dalla

causalità che va da DU_t verso $DSDY_t$ nell'equazione (12). Così, apparentemente, quando un aumento del tasso d'interesse reale a lungo termine determina un aumento della disoccupazione, non solo ciò può far crescere il deficit ciclico, ma verosimilmente i responsabili della politica economica reagiscono aumentando il deficit strutturale nel tentativo di stimolare l'economia e quindi di combattere la disoccupazione.

Si è sottolineato che i risultati ottenuti in questo lavoro sono solo preliminari. Essi tuttavia rivelano la possibilità che la relazione tra deficit di bilancio del governo e tassi d'interesse sia molto più complessa di quanto non si sia ritenuto finora.

Naturalmente, le implicazioni di questi risultati per la politica economica sono *potenzialmente* molto significative. In primo luogo, questi risultati *non* portano sostegno alla nozione di spiazzamento, poiché *non* vi è evidenza empirica che un aumento del deficit di bilancio causi un aumento del tasso d'interesse reale a lungo termine. In secondo luogo, il risultato che un aumento del tasso d'interesse reale a lungo termine possa causare un aumento del deficit di bilancio ha implicazioni di notevole rilievo potenziale per la conduzione della politica monetaria. Nonostante queste indicazioni, l'argomento necessita di ulteriore approfondimento.

APPENDICE

LA STRUTTURA SOTTOSTANTE

Per illustrare la struttura sottostante l'analisi empirica, consideriamo i seguenti vincoli intertemporali di bilancio del governo:

$$ND_{t+1} = ND_t + G_t + F_t + R_t ND_t - T_t \quad (A.1)$$

dove:

- ND_{t+1} = debito nazionale nel periodo $t+1$;
- ND_t = debito nazionale nel periodo t ;
- G_t = acquisti del governo nel periodo t ;
- F_t = pagamento di trasferimenti del governo nel periodo t ;
- R_t = tasso d'interesse medio sul debito nazionale nel periodo t ;
- T_t = tasse e altre entrate pubbliche nel periodo t .

Il deficit totale di bilancio per il periodo t (TD_t) è la differenza tra ND_{t+1} e ND_t :

$$TD_t = ND_{t+1} - ND_t = G_t + F_t + R_t ND_t - T_t \quad (A.2)$$

L'ammontare complessivo dell'interesse pagato sul debito nazionale è una funzione del tasso d'interesse corrente, del tasso d'interesse passato, della dimensione del debito nazionale e della proporzione del debito nazionale che è finanziato o rifinanziato al tasso d'interesse corrente. Per semplicità possiamo scrivere:

$$R_t ND_t = CR_t a_t ND_t + R_{t-1} (1 - a_t) ND_t \quad (A.3)$$

dove CR_t è il tasso d'interesse medio (cioè del periodo t) sul finanziamento corrente assunto dal governo, R_{t-1} è il tasso d'interesse medio sul debito nazionale nel periodo $t-1$ e a_t è la proporzione del debito nazionale che corrisponde a nuovi finanziamenti (cioè al deficit di bilancio corrente) o al rifinanziamento del vecchio debito. Dall'equazione (A.3) segue che l'interesse totale pagato sul debito del governo, *ceteris paribus*, aumenta quando $CR_t > R_{t-1}$, il che implica di conseguenza che $R_t > R_{t-1}$. In questo contesto (al contrario dei tradizionali modelli IS/LM e dei modelli di fondi a prestito), la causalità va dai tassi d'interesse ai deficit.

Inoltre, è possibile incorporare nel modello l'effetto di U_t , il tasso di disoccupazione nel periodo t , come segue:

$$F_t = F_t(U_t), F'_t(U_t) > 0 \quad (A.4)$$

$$T_t = T_t(U_t), T'_t(U_t) < 0 \quad (A.5)$$

Ci si attende che un aumento di U_t determini un aumento di F_t e una diminuzione di T_t , determinando in tal modo un aumento di TD_t . Così, il deficit totale è funzione non solo di R_t , ma anche di U_t .

Se disaggreghiamo il deficit totale nelle sue componenti strutturale (SD_t) e ciclica (CD_t), ci si attende che un valore più elevato di R_t possa far aumentare sia SD_t (accrescendo il servizio atteso del debito) sia CD_t (attraverso un incremento automatico non atteso del servizio del debito e, nella misura in cui tassi d'interesse reali più elevati riducono il ritmo dell'attività economica, attraverso una riduzione automatica delle entrate fiscali e un incremento dei pagamenti per trasferimenti).

Inoltre, le equazioni A.4 e A.5 implicano che l'effetto di U_t su TD_t possa essere espresso in termini di un impatto su CD_t ; comunque, più i responsabili della politica fiscale sono sensibili a U_t , maggiore è la probabilità che SD_t divenga una funzione crescente di U attraverso l'esercizio di una politica fiscale discrezionale.

BIBLIOGRAFIA

- BARTH, J.R. e M. BRADLEY (1989), "Evidence on real effects of money, deficits, and Government spending", *Quarterly Review of Economics and Business*, vol. 29, spring, pp. 214-24.
- BARTH, J.R., G. IDEN e F.S. RUSSEK (1984), "Do federal deficits really matter?", *Contemporary Policy Issues*, vol. 3, Fall, pp. 79-95.
- BARTH, J.R., G. IDEN e F.S. RUSSEK (1985), "Federal borrowing and short term interest rates", *Southern Economic Journal*, vol. 52, October, pp. 554-59.
- BARTH, J.R., G. IDEN, F.S. RUSSEK e M. WOHR (1989), *Effects of Federal Budget Deficits on Interest Rates and the Composition of Domestic Output*, The Urban Institute, Washington.
- BELTON, W.J. (1992), "Budget deficits and long term real interest rates", *Economia Internazionale*, vol. 46, November, pp. 289-95.
- BELTON, W.J. (1993), "Government borrowing, real long term interest rates and investment", *Journal of Economics and Finance*, vol. 17, February, pp. 72-8.
- CEBULA, R.J. (1988), "Federal Government budget deficits and interest rates: an empirical analysis for the United States", *Public Finance/Finances Publiques*, vol. 43, September, pp. 337-48.
- CEBULA, R.J. (1991a), "Empirical note on the impact of budget deficits on the real municipal bond rate", *Public Finance Quarterly*, vol. 19, October, pp. 437-43.
- CEBULA, R.J. (1991b), "A note on federal budget deficits and the term structure of real interest rates", *Southern Economic Journal*, vol. 57, April, pp. 1170-73.
- CEBULA, R.J. e I.S. SALTZ (1993), "Budget deficits and real interest rates in the United States", *Indian Economic Journal*, vol. 41, July-September, pp. 74-82.
- CUKIERMAN, A. e A.H. MELTZER (1989), "A political theory of Government debt and deficits in a neo-Ricardian framework", *American Economic Review*, vol. 79, September, pp. 713-32.
- DOMAR, E. (1947), "Expansion and employment", *American Economic Review*, vol. 37, March, pp. 34-55.
- EVANS, P. (1985), "Do large deficits produce high interest rates?" *American Economic Review*, vol. 75, March, pp. 68-87.
- FELDSTEIN, M. e O. ECKSTEIN (1970), "The fundamental determinants of the interest rate", *Review of Economics and Statistics*, vol. 52, May, pp. 362-75.
- HALL, R.E. e J.B. TAYLOR (1991), *Macroeconomics*, third edition, W.W. Norton & Co., New York.
- HOELSCHER, G. (1986), "New evidence on deficits and interest rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 18, February, pp. 1-17.
- JOHANSEN, S. e K. JUSELIUS (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, April, pp. 169-210.

- OSTROSKY A.L. (1990), "Federal budget deficits and real interest rates in the United States", *Southern Economic Journal*, vol. 56, January, pp. 802-3.
- PASINETTI L.L. (1989), "A note on the evaluation of public deficits: net or gross of interest?", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, vol. 42, September, pp. 303-11.
- SWAMY, P.A.V.B., B.R. KOLLURI e R.N. SINGAMSETTI (1990), "What do regressions of interest rates on deficits imply?", *Southern Economic Journal*, vol. 56, April, pp. 1010-28.
- TANZI, V. (1985), "Fiscal deficits and interest rates in the United States", *IMF Staff Papers*, vol. 32, December, pp. 551-76.
- VAMVOUKAS, G.A. (1997), "A note on budget deficits and interest rates: evidence from a small open economy", *Southern Economic Journal*, vol. 63, January, pp. 803-11.